

Г О Д И Ш Н И К  
НА СОФИЙСКИЯ УНИВЕРСИТЕТ  
„СВ. КЛИМЕНТ ОХРИДСКИ“

*Физически факултет*

---

A N N U A L  
OF SOFIA UNIVERSITY  
“ST. KLIMENT OHRIDSKI”

*Faculty of Physics*

Том/Volume 109

УНИВЕРСИТЕТСКО ИЗДАТЕЛСТВО „СВ. КЛИМЕНТ ОХРИДСКИ“  
ST. KLIMENT OHRIDSKI UNIVERSITY PRESS  
СОФИЯ • 2016 • SOFIA

*Editor-in-Chief*

Assoc. Prof. Elisaveta Peneva, PhD      elfa@phys.uni-sofia.bg

*Editorial Board:*

Assoc. Prof. Ventzislav Yankov, PhD      rusanov@phys.uni-sofia.bg  
Assoc. Prof. Milena Georgieva, PhD      mgeorgieva@phys.uni-sofia.bg  
Assoc. Prof. Plamen Dankov, PhD      mgeorgieva@phys.uni-sofia.bg  
Head Assist. Prof. Dimo Arnaudov, PhD      dlarnaudov@phys.uni-sofia.bg

*Editor* Tsvetanka Fizieva      cvet@phys.uni-sofia.bg

*Address for correspondence:*

Faculty of Physics  
St. Kliment Ohridski University of Sofia  
5, J. Bourchier, Blvd, 1164 Sofia, Bulgaria  
Fax: (+359 2) 96 25 276  
E-mail: annual@phys.uni-sofia.bg

© St. Kliment Ohridski University of Sofia  
Faculty of Physics  
2016

ISSN 0584-0279

## СЪДЪРЖАНИЕ

<i>Георги П. Петров.</i> ТЪРСЕНЕ НА СИЙФЪРТ 2 ГАЛАКТИКИ БЕЗ СКРИТА ОБЛАСТ НА ШИРОКИТЕ ЛИНИИ.....	5
<i>Милена Миланова, Елисавета Пенева.</i> ДЪЛБОЧИННА ЦИРКУЛАЦИЯ НА ЧЕРНО МОРЕ, ОПИСАНА ОТ ПРОФИЛИРАЩИ СОНДИ АРГО .....	12
<i>Люба Димова, Ренета Райкова.</i> НАБЛЮДЕНИЕ И МОДЕЛИРАНЕ НА ЦУНАМИ В ИЗТОЧНОТО СРЕДИЗЕМНОМОРИЕ (ПРЕГЛЕД) .....	24
<i>Татяна Авджиева.</i> ОСОБЕНОСТИ НА МИКРОСТРУКТУРАТА НА Cr-Ni СТОМАНА СЛЕД ИЗОТЕРМИЧНО ЗАКАЛЯВАНЕ.....	42
<i>Николай Рачев, Румен Райков, Ангел Русев.</i> ИЗСЛЕДВАНЕ НА РАДИАЦИОННИТЕ МЪГЛИ НА ЛЕТИЩЕ ПЛОВДИВ .....	59
<i>Елена Топузова, Николай Рачев.</i> МЕТОД ЗА ПРОГНОЗА НА РАДИАЦИОННИ МЪГЛИ НАД ЛЕТИЩЕ БУРГАС.....	80
<i>Николай Рачев, Десислава Димитрова.</i> ИЗМЕНЕНИЯ НА СРЕДНИТЕ ТЕМПЕРАТУРИ И ВАЛЕЖИ В БЪЛГАРИЯ ЗА ПЕРИОДА 1995–2012 г. ....	93
<i>Евгени Владимиров, Стилиян Евтимов.</i> СТОХАСТИЧНО МОДЕЛИРАНЕ НА ВРЕМЕВИЯ РЕД ОТ ПОВЪРХНОСТНИТЕ ТЕМПЕРАТУРИ НА ГЛОБАЛНИЯ ОКЕАН ЗА ПЕРИОДА 1850–2014 г. ....	118
<i>Илиан Манафов, Гургана Герова.</i> АСИМИЛАЦИОННИ ЕКСПЕРИМЕНТИ С МОДЕЛ WRF НА ОБСТАНОВКИ С МЪГЛА НА ЛЕТИЩЕ СОФИЯ.....	137

## CONTENTS

<i>Georgi P. Petrov.</i> A SEARCH FOR NON-HIDDEN BROAD-LINE REGION SEYFERT 2 GALAXIES.....	5
<i>Milena Milanova, Elisaveta Peneva.</i> DEEP BLACK SEA CIRCULATION DESCRIBED BY ARGO PROFILING FLOATS .....	12
<i>Lyuba Dimova, Reneta Raykova.</i> OBSERVATION AND MODELING OF TSUNAMI IN THE EASTERN MEDITERRANEAN (REVIEW).....	24
<i>Tatyana Avdjieva.</i> CHARACTERISTICS OF THE MICROSTRUCTURE OF Cr-Ni STEEL AFTER ISOTHERMAL HARDENING .....	42
<i>Nikolay Rachev, Rumen Raykov, Angel Rusev.</i> STUDY OF RADIATION FOGS AT PLOVDIV AIRPORT.....	59
<i>Elena Topuzova, Nikolay Rachev.</i> A FORECASTING METHOD OF THE RADIATION FOGS AT BURGAS AIRPORT .....	80
<i>Nikolay Rachev, Desislava Dimitrova.</i> CHANGES IN AVERAGE TEMPERATURES AND PRECIPITATION IN BULGARIA FOR THE PERIOD 1995–2012 .....	93
<i>Evgeni Vladimirov, Stilian Evtimov.</i> STOCHASTIC MODELING OF THE TIME SERIES OF GLOBAL OCEAN SEA SURFACE TEMPERATURE FOR 1860–2014 PERIOD .....	118
<i>Ilian Manafov, Gergana Guerova.</i> ASSIMILATION EXPERIMENTS WITH WRF MODEL OF FOG CASES AT SOFIA AIRPORT .....	137



ГОДИШНИК НА СОФИЙСКИЯ УНИВЕРСИТЕТ „СВ. КЛИМЕНТ ОХРИДСКИ“  
ФИЗИЧЕСКИ ФАКУЛТЕТ

Том 109

ANNUAL OF SOFIA UNIVERSITY “ST. KLIMENT OHRIDSKI”

FACULTY OF PHYSICS

Volume 109

---

## A SEARCH FOR NON-HIDDEN BROAD-LINE REGION SEYFERT 2 GALAXIES

GEORGI P. PETROV

*Department of Astronomy*

*Георги П. Петров. ТЪРСЕНЕ НА СИЙФЪРТ 2 ГАЛАКТИКИ БЕЗ СКРИТА ОБЛАСТ  
НА ШИРОКИТЕ ЛИНИИ*

Съгласно обединения модел на активни галактични ядра Сийфърт 2 галактиките са физически еднакви със Сийфърт 1 обектите и притежават област на широките линии, но тя е скрита от наблюдателя поради тяхната пространствена ориентация. През последните няколко години различни автори докладват, че не всички Сийфърт 2 галактики притежават такава област. Събрали сме извадка от 38 Сийфърт 2 галактики, за да намерим обекти без скрита област на широките линии. Използвайки теорията на Nicastro et al., която предполага съществуването на критична стойност на Едингтоновото отношение, под която стойност област на широките линии не може да се образува, ние намерихме 26 галактики без скрита област на широките линии. Също така открихме, че 5 от 26-те обекта може да са активни ядра от тип LINER (low-ionization nuclear emission-line region).

---

*For contact:* Georgi P. Petrov, St. Kliment Ohridski University of Sofia, Faculty of Physics  
Department of Astronomy, 5 J. Bourchier Blvd., 1164 Sofia, Bulgaria, Phone: +359 2 81 61 201,  
Fax: +359 2 962 52 76, E-mail: g\_petrov@phys.uni-sofia.bg

According to the unified model of active galactic nuclei, Seyfert 2 galaxies are physically the same as Seyfert 1 objects and they possess a broad-line region (BLR), but it is hidden from the observer due to their orientation. In the past few years, various authors reported that not all Seyfert 2 galaxies harbor a BLR. We compiled a sample of 38 Seyfert 2 galaxies to find non-hidden broad-line region (non-HBLR) objects. Using the theory of Nicastro et al. which suggests the existence of a critical value of the Eddington ratio below which BLR can't be formed, we found 26 non-HBLR Seyfert 2 candidates. We found also that 5 of these 26 non-HBLR objects could be low-ionization nuclear emission-line regions (LINERs).

*Keywords:* galaxies: active; X-rays: galaxies; galaxies: Seyfert; polarization  
*PACS numbers:* 98.54.-h; 98.54.Cm; 98.62.Js

## 1. INTRODUCTION

It has been widely accepted that every active galaxy possesses a central super-massive black hole (BH) with an accretion disk around it. This engine produces the observed hard X-ray continuum, which is strong enough to photoionize the broad-line region (BLR) near the source and the narrow-line region (NLR) located farther away from the nucleus.

Following the accepted Unified model for active galactic nuclei (AGNs) Seyfert 1 (Sy1) and Seyfert 2 (Sy2) galaxies are intrinsically the same and they differ only due to their orientation to the observer [1]. The main reason for this apparent difference is the presence of a dust torus around the nucleus and the BLR. When we observe Sy2 objects the dust torus is edge-on and hides the BLR from the observer, while the emission from the NLR is still visible. In the case of Sy1 galaxies the molecular torus is face-on and we have a direct view of the nuclear region. In support of the hypothesis of the Unified model Antonucci and Miller detected polarized broad emission lines (PBLs) in some Sy2 galaxies [2].

In the past few years, spectropolarimetric surveys have shown that there is a large fraction of Sy2 objects without PBLs, suggesting that not all Sy2 galaxies harbor a BLR [3, 4]. There are various explanations of the observed absence of a hidden broad-line region (HBLR) in some Sy2 galaxies. Lumsden and Alexander suggested that the detectability of the HBLR depends on the AGN luminosity [5]. Other authors proposed that the visibility of the HBLR is significantly determined by the nuclear obscuration [6].

Nicastro et al. found that the lack of BLR corresponds to low values of the accretion rate [7]. Their results show that all HBLR Sy2 galaxies have Eddington ratios above  $10^{-3}$ . The existence of this Eddington limit was confirmed also by other authors [8], although some of them found slightly different limit values [9].

In this paper we used the critical value of the Eddington ratio to find non-HBLR Sy2 candidates with physical absence of BLR.

## 2. DATA AND RESULTS

Ho et al. made a catalog of central stellar velocity dispersions ( $\sigma$ ) of nearby galaxies [10]. 38 objects of the catalog are classified as Sy2 type by NASA/IPAC Extragalactic Database (NED)<sup>1</sup>. For these 38 Sy2s we used  $\sigma$  values adopted in the catalogue. The cosmological parameters assumed in this paper are  $H_0 = 70 \text{ km s}^{-1} \text{ Mpc}^{-1}$ ,  $\Omega_\Lambda = 0.73$ , and  $\Omega_m = 0.27$ .

We estimated the central BH masses ( $M_{\text{BH}} [M_\odot]$ ) of the 38 Sy2s using the empirical relation [11]:

$$\log M_{\text{BH}} = 8.13 + 4.02 \log(\sigma / 200 \text{ km s}^{-1}).$$

At the same time, for each object of the sample we evaluated the Eddington ratio ( $L_{\text{Bol}}/L_{\text{Edd}}$ ), where  $L_{\text{Bol}}$  is the bolometric luminosity and the Eddington luminosity  $L_{\text{Edd}}$  is given by [9]:

$$L_{\text{Edd}} = 1.2 \times 10^{38} (M_{\text{BH}}/M_\odot) [\text{erg s}^{-1}].$$

In order to estimate  $L_{\text{Bol}}$  for the objects from our sample, we took the observed  $F_{\text{[OIII]}}^{\text{obs}}$  ( $\lambda 5007$ ) fluxes from References [4, 12, 13, 14, 15] and corrected them for the extinction by applying the relation [16]:

$$F_{\text{[OIII]}}^{\text{cor}} = F_{\text{[OIII]}}^{\text{obs}} \left[ \frac{(\text{H}\alpha/\text{H}\beta)_{\text{obs}}}{(\text{H}\alpha/\text{H}\beta)_0} \right]^{2.94},$$

where we adopted an intrinsic Balmer decrement  $(\text{H}\alpha/\text{H}\beta)_0 = 3$ . The observed Balmer decrement  $(\text{H}\alpha/\text{H}\beta)_{\text{obs}}$  for each object was taken from the same references as the  $F_{\text{[OIII]}}^{\text{obs}}$  fluxes.

The extinction corrected  $L_{\text{[OIII]}}$  ( $\lambda 5007$ ) luminosities are given in Table 1. Following Lamastra et al.  $C_{\text{[OIII]}} = L_{\text{Bol}} / L_{\text{[OIII]}}$ , where  $C_{\text{[OIII]}}$  is the bolometric correction. The mean value of  $C_{\text{[OIII]}}$  in the luminosity ranges

$$\log L_{\text{[OIII]}} = 38 - 40, 40 - 42 \text{ and } 42 - 44 \text{ is } 87, 142 \text{ and } 454, \text{ respectively [17].}$$

The values of  $L_{\text{Bol}}$  and  $(L_{\text{Bol}}/L_{\text{Edd}})$  estimated from  $L_{\text{[OIII]}}$  are listed in Table 1. In Fig.1 we have plotted  $(L_{\text{Bol}}/L_{\text{Edd}})$  vs  $M_{\text{BH}}$  for all 38 sample galaxies. The objects NGC 1068, NGC 2273 and NGC 4388 with observed HBLR in other surveys [4, 18] are shown as squares. The dashed line indicates the threshold of the Eddington ratio below which there is no Sy2s with HBLR. Nicastro et al. found this critical value  $(L_{\text{Bol}}/L_{\text{Edd}}) = 10^{-3}$  estimating  $L_{\text{Bol}}$  from hard X-ray (2–10 keV) luminosity  $L_X$  [7]. Recently, we obtained the same value, but estimating  $L_{\text{Bol}}$  from  $L_{\text{[OIII]}}$  [8] which is why we used this limit (the dashed line in Fig.1) to find non-HBLR Sy2 galaxies.

<sup>1</sup> <http://ned.ipac.caltech.edu/>

We found 26 non-HBLR objects, all of them classified by NED as Sy2s. On the other hand, 5 of them occupy the area typically dominated by low-ionization nuclear emission-line regions (LINERs) – NGC 3607, NGC 4374, NGC 4378, NGC 4472 and NGC 4594. In Fig.1 this area is located in the lower right corner.

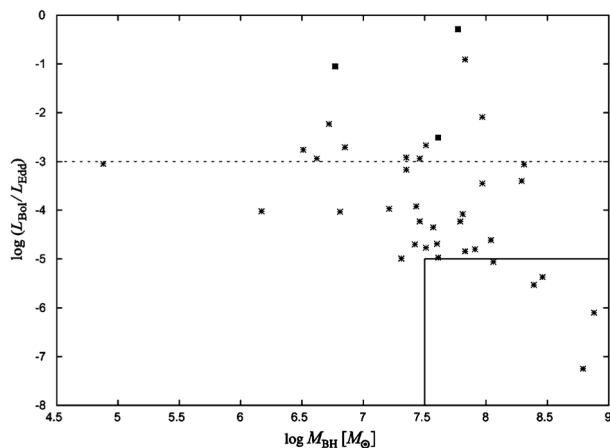
According to González-Martín et al. LINERs tend to have larger  $M_{\text{BH}}$  than Sy2s [19]. Their results show that 84% of LINERs have  $\log M_{\text{BH}} > 7.5$ . At the same time LINERs have lower values of  $(L_{\text{Bol}}/L_{\text{Edd}})$  than Sy2 galaxies. González-Martín et al. found for LINERs typical values of  $(L_{\text{Bol}}/L_{\text{Edd}}) \approx 10^{-5}$ , but they estimated  $L_{\text{Bol}}$  from absorption corrected luminosity  $L_{\text{X}}$ . Transforming this value, in our case it should be  $(L_{\text{Bol}}/L_{\text{Edd}}) \approx 10^{-6}$  and we assumed  $10^{-5}$  as the upper limit of the Eddington ratio for the LINERs dominated area in Fig.1.

**Table 1.** Data for our sample of 38 Sy2 galaxies

Name	$z$	$M_{\text{BH}}$ [ $M_{\odot}$ ]	$L_{[\text{OIII}]}$ [ $\frac{\text{erg}}{\text{s}}$ ]	From $L_{[\text{OIII}]}$		$L_{\text{X}}$ [ $\frac{\text{erg}}{\text{s}}$ ]	From $L_{\text{X}}$		Ref.
				$L_{\text{Bol}}$ [ $\frac{\text{erg}}{\text{s}}$ ]	$\frac{L_{\text{Bol}}}{L_{\text{Edd}}}$		$L_{\text{Bol}}$ [ $\frac{\text{erg}}{\text{s}}$ ]	$\frac{L_{\text{Bol}}}{L_{\text{Edd}}}$	
NGC660	0.0028	7.35	40.11	42.26	-3.17	-	-	-	[12]
NGC1058	0.0017	4.88	37.96	39.90	-3.05	37.37	38.55	-4.41	[12, 14]
NGC1068	0.0038	7.77	42.89	45.55	-0.29	42.95	44.42	-1.42	[4, 14]
NGC1358	0.0134	8.31	41.18	43.33	-3.06	43.05	44.53	-1.87	[12, 9]
NGC1667	0.0152	7.83	42.35	45.00	-0.91	42.31	43.79	-2.13	[4, 14]
NGC2273	0.0061	7.61	41.03	43.18	-2.51	42.51	43.99	-1.70	[12, 14]
NGC2685	0.0029	6.81	38.92	40.86	-4.03	39.72	40.90	-3.99	[12, 14]
NGC3079	0.0037	7.97	40.45	42.60	-3.45	42.55	44.03	-2.02	[4, 14]
NGC3147	0.0093	8.29	40.82	42.97	-3.40	41.87	43.35	-3.03	[15, 14]
NGC3185	0.0041	6.51	39.89	41.83	-2.76	40.61	41.79	-2.80	[12, 14]
NGC3227	0.0039	7.46	40.45	42.60	-2.94	41.55	43.03	-2.51	[12, 14]
NGC3254	0.0045	7.21	39.38	41.32	-3.97	-	-	-	[12]
NGC3486	0.0023	6.17	38.29	40.22	-4.02	39.10	40.27	-3.97	[12, 14]
NGC3607	0.0032	8.39	39.00	40.94	-5.53	40.54	41.72	-4.75	[12, 19]
NGC3735	0.0090	7.51	40.77	42.92	-2.67	-	-	-	[12]
NGC3941	0.0031	7.42	38.86	40.80	-4.70	38.95	40.13	-5.37	[12, 14]
NGC3976	0.0083	8.04	39.56	41.50	-4.61	-	-	-	[12]
NGC4169	0.0126	7.97	41.81	43.97	-2.09	-	-	-	[12]
NGC4258	0.0015	7.60	39.06	41.00	-4.69	40.76	41.93	-3.75	[12, 14]
NGC4303	0.0052	6.62	39.81	41.75	-2.94	-	-	-	[12]
NGC4374	0.0035	8.88	38.92	40.86	-6.10	41.31	42.79	-4.18	[12, 19]
NGC4378	0.0085	8.06	39.13	41.07	-5.06	-	-	-	[12]
NGC4388	0.0084	6.77	41.65	43.80	-1.05	42.39	43.87	-0.98	[4, 14]
NGC4472	0.0033	8.79	37.67	39.61	-7.25	39.18	40.36	-6.51	[14]
NGC4477	0.0045	7.91	39.25	41.19	-4.80	39.77	40.95	-5.04	[12, 14]
NGC4501	0.0076	7.81	39.87	41.81	-4.08	40.17	41.34	-4.55	[12, 14]

NGC4565	0.0041	7.46	39.37	41.30	-4.23	39.95	41.12	-4.41	[12, 14]
NGC4579	0.0051	7.79	39.70	41.64	-4.23	41.25	42.73	-3.14	[13, 14]
NGC4594	0.0034	8.46	39.23	41.17	-5.37	39.97	41.15	-5.39	[12, 19]
NGC4698	0.0034	7.61	38.78	40.72	-4.97	39.03	40.20	-5.49	[12, 14]
NGC4725	0.0040	7.51	38.88	40.81	-4.77	39.12	40.30	-5.29	[12, 14]
NGC4845	0.0041	7.43	39.65	41.59	-3.92	-	-	-	[12]
NGC5194	0.0015	6.85	40.06	42.22	-2.71	40.70	41.88	-3.05	[4, 14]
NGC5395	0.0117	7.57	39.36	41.30	-4.35	-	-	-	[12]
NGC5631	0.0066	7.83	39.12	41.06	-4.84	-	-	-	[12]
NGC5806	0.0045	7.31	38.45	40.39	-4.99	-	-	-	[12]
NGC6951	0.0048	7.35	40.35	42.50	-2.92	-	-	-	[12]
NGC7743	0.0057	6.72	40.42	42.57	-2.23	41.47	42.95	-1.85	[12, 14]

**Note:** Columns are: name of the galaxy, redshift  $z$  as reported in NED, logarithm of central BH mass, logarithm of extinction corrected [OIII] ( $\lambda$  5007) luminosity, logarithm of bolometric luminosity and logarithm of Eddington ratio – predicted from  $L_{[\text{OIII}]}$ , logarithm of absorption corrected hard X-ray (2–10 keV) luminosity, logarithm of bolometric luminosity and logarithm of Eddington ratio – predicted from  $L_x$ , references for  $L_{[\text{OIII}]}$  and  $L_x$ .



**Fig. 1.**  $(L_{\text{Bol}}/L_{\text{Edd}})$  vs  $M_{\text{BH}}$  diagram for 38 Sy2 galaxies. The Sy2 objects with observed HBLR are shown as squares and the rest Sy2s are shown as asterisks. The dashed line represents the threshold of the Eddington ratio below which there is no Sy2 with HBLR. At lower right corner is marked with solid lines the area dominated by LINERs (see the text)

We should mention that Marinucci et al. suggested a higher value of the Eddington limit [9]. Following their results the threshold between HBLR and non-HBLR Sy2s is  $\log(L_{\text{Bol}}/L_{\text{Edd}}) = -1.9$ , where  $L_{\text{Bol}}$  is derived from the absorption corrected hard X-ray (2–10 keV) luminosity  $L_x$ . Also, they proposed  $\log L_{\text{Bol}} = 43.90$  as an additional separation value between the two types Sy2s.

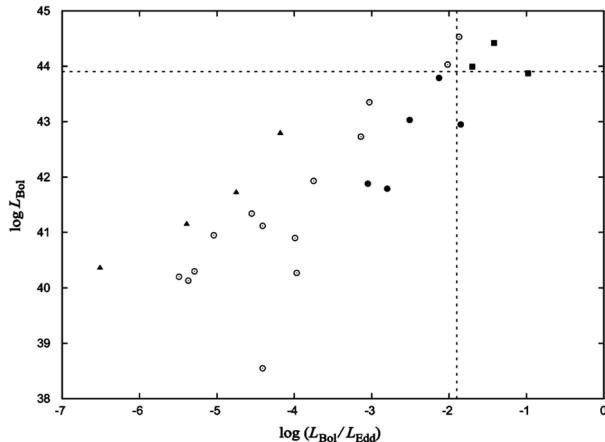
In order to estimate  $L_{\text{Bol}}$  and  $(L_{\text{Bol}}/L_{\text{Edd}})$  from  $L_x$ , we took the absorption corrected  $L_x$  luminosities from surveys [9, 14, 19], available for 26 objects of our

sample (listed in Table 1). We used the relation  $L_{\text{Bol}} = \kappa_{2-10 \text{ keV}} L_{\text{X}}$ , where the hard X-ray bolometric corrections  $\kappa_{2-10 \text{ keV}}$  are taken from Vasudevan and Fabian [20].

In Fig. 2 we have plotted  $L_{\text{Bol}}$  vs  $(L_{\text{Bol}}/L_{\text{Edd}})$  for these 26 Sy2 galaxies. The dashed lines represent the separation values between HBLR and non-HBLR Sy2s given by Marinucci et al. [9]. As seen in the diagram, the Sy2 galaxies with observed HBLR are placed in the upper right corner, above the limits. On the other hand, the separation between objects which we previously suspected as HBLR and non-HBLR Sy2s is still visible at  $\log(L_{\text{Bol}}/L_{\text{Edd}}) = -3$ .

The values of  $\log L_{\text{Bol}}$  for the two non-HBLR Sy2s for which this quantity exceeds 43.90 seem to be overestimated. We should note that  $L_{\text{Bol}}$  depends on the  $L_{\text{X}}$  absorption correction. Also, there is a separation between the objects that could be LINERs and the rest of the galaxies (see the upper left corner in Fig.2).

Generally, we prefer the value  $10^{-3}$  of the Eddington ratio as a more reliable limit in our search for true non-HBLR Sy2s, especially when deriving  $(L_{\text{Bol}}/L_{\text{Edd}})$  from  $L_{[\text{OIII}]}$ .



**Fig. 2.**  $L_{\text{Bol}}$  vs  $(L_{\text{Bol}}/L_{\text{Edd}})$  diagram for 26 Sy2 galaxies. The Sy2 galaxies with observed HBLR are shown as squares. The objects which we suspected as HBLR and non-HBLR Sy2s are shown as filled and open circles, respectively. The objects that could be LINERs are marked with triangles. The dashed lines represent the separation values between HBLR and non-HBLR Sy2s given by Marinucci et al. [9] (see the text)

### 3. CONCLUSIONS

Using the critical value of the Eddington ratio we found 26 non-HBLR candidates for true Sy2s with physical absence of BLR. We think that the limit value  $(L_{\text{Bol}}/L_{\text{Edd}}) = 10^{-3}$  is reliable enough, when  $L_{\text{Bol}}$  is estimated from  $L_{[\text{OIII}]}$ . The separation between these galaxies and the rest of the sample is still visible at  $(L_{\text{Bol}}/L_{\text{Edd}}) = 10^{-3}$ , also when  $L_{\text{Bol}}$  is derived from  $L_{\text{X}}$ .

We found that 5 of these 26 non-HBLR objects could be LINERs. They occupy the LINERs dominated area in  $(L_{\text{Bol}}/L_{\text{Edd}})$  vs  $M_{\text{BH}}$  diagram (Fig.1) and also they are separated from the other Sy2s in  $L_{\text{Bol}}$  vs  $(L_{\text{Bol}}/L_{\text{Edd}})$  diagram (Fig.2).

**Acknowledgements.** I would like to thank to Lyubomir A. Ahtapodov for his helpful comments on the article.

This research has made use of the NASA/IPAC Extragalactic Database (NED) which is operated by the Jet Propulsion Laboratory, California Institute of Technology, under contract with the National Aeronautics and Space Administration.

## REFERENCES

- [1] Antonucci, R. *ARA&A*, 1993, **31**, 473.
- [2] Antonucci, R., J.S. Miller. *ApJ*, 1985, **297**, 621.
- [3] Tran, H. D. *ApJ*, 2001, **554**, L19.
- [4] Tran, H. D. *ApJ*, 2003, **583**, 632.
- [5] Lumsden, S. L., D. M. Alexander. *MNRAS*, 2001, **328**, L32.
- [6] Shu, X.W., J.X. Wang, P. Jiang, et al. *ApJ*, 2007, **657**, 167.
- [7] Nicastro, F., A. Martocchia, G. Matt. *ApJ*, 2003, **589**, L13.
- [8] Petrov, G. P., I. M. Yankulova. *NewA*, 2012, **17**, 137.
- [9] Marinucci, A., S. Bianchi, F. Nicastro, et al. *ApJ*, 2012, **748**, 130.
- [10] Ho, L. C., J. E. Greene, A.V. Filippenko, et al. *ApJS*, 2009, **183**, 1.
- [11] Tremaine, S., K. Gebhardt, R. Bender. *ApJ*, 2002, **574**, 740.
- [12] Ho, L. C., A.V. Filippenko, W. L.W. Sargent. *ApJS*, 1997, **112**, 315.
- [13] Panessa, F., L. Bassani. *A&A*, 2002, **394**, 435.
- [14] Panessa, F., L. Bassani, M. Cappi, et al. *A&A*, 2006, **455**, 173.
- [15] Bianchi, S., A. Corral, F. Panessa, et al. *MNRAS*, 2008, **385**, 195.
- [16] Bassani, L., M. Dadina. *ApJS*, 1999, **121**, 473.
- [17] Lamastra, A., S. Bianchi, G. Matt, et al. *A&A*, 2009, **504**, 73.
- [18] Moran, E. C., A. J. Barth, L. E. Kay, et al. *ApJ*, 2000, **540**, L73.
- [19] González-Martín, O., J. Masegosa, I. Márquez, et al. *ApJ*, 2009, **704**, 1570.
- [20] Vasudevan, R. V., A. C. Fabian. *MNRAS*, 2009, **392**, 1124.

ГОДИШНИК НА СОФИЙСКИЯ УНИВЕРСИТЕТ „СВ. КЛИМЕНТ ОХРИДСКИ“  
ФИЗИЧЕСКИ ФАКУЛТЕТ

Том 109

ANNUAL OF SOFIA UNIVERSITY “ST. KLIMENT OHRIDSKI”

FACULTY OF PHYSICS

Volume 109

---

DEEP BLACK SEA CIRCULATION DESCRIBED  
BY ARGO PROFILING FLOATS

MILENA MILANOVA, ELISAVETA PENEVA

*Department of Meteorology and Geophysics*

*Милена Миланова, Елисавета Пенева. ДЪЛБОЧИННА ЦИРКУЛАЦИЯ НА ЧЕРНО МОРЕ, ОПИСАНА ОТ ПРОФИЛИРАЩИ СОНДИ АРГО*

Програмата Арго за Черно море стартира през 2002. Оттогава са пуснати в действие 29 сонди, които са генерирани ~3600 профила на термохалинните характеристики на морето в слоя до 2000 m. Сондите плават на фиксирана дълбочина и високата времева резолюция на техните данни (повечето сонди правят пълен цикъл за 5 дни) позволява да се използва дълбочинното им преместване като индикатор на дълбочинните течения на тяхната паркираща дълбочина (варираща между 200 и 1000 m). В това изследване е направено проучване на дълбочинната циркулация, описана от траекториите на скорошните Арго сонди на четири дълбочини (200, 350, 750 и 1000 m). Резултатите са анализирани отделно за различните времеви мащаби: сезонно и междугодишно разпределение. Главните резултати могат да бъдат обобщени по следния начин. Дълбочинната циркулация е подобна на тази на повърхността, като скоростта намалява с дълбочината. Като цяло теченията са по-силни в близост до брега и по-слаби в открито море, а най-големите скорости се наблюдават по южния бряг. Сезонните вариации на теченията са по-изразени в близост до повърхността и намаляват с дълбочината. Наблюдава се междугодишна изменчивост на всички 4 изследвани нива.

---

*For contact:* Milena Milanova, Department of Meteorology and Geophysics, Faculty of Physics, Sofia University “St. Kliment Ohridski”, 5 James Bourchier Str., Sofia 1164, Bulgaria, Phone: +359 2 8161289, Mobile: +359 887 538 044, E-mail: mimilanova@phys.uni-sofia.bg



The Black Sea Argo program has been initiated in 2002 and since then 29 Argo floats have been deployed generating ~ 3600 profiles of the thermohaline properties of the sea in the 2000 m water column. The floats drift at a fixed depth, so the high temporal resolution of the data (float cycling period of ~5 days) allows to use the floats' displacement as an indicator of the deep sea currents at their parking depth (varying from 200 m to 1000 m). In this study an investigation of the deep circulation derived from the recent Argo floats trajectories is performed at 4 depths (200, 350, 750 and 1000 m) and the results are analysed separately for the different time scales: seasonally and inter-annually. The main results could be summarized as: The deep circulation is similar to the surface circulation and the speed decreases with the depth; Overall the currents are stronger closer to the shore and weaker in the open sea and the largest speeds are observed along the South coast; The seasonal variations of the currents are more significant closer to the surface and decrease with depth; There is an inter-annual variability observed at all 4 levels investigated.

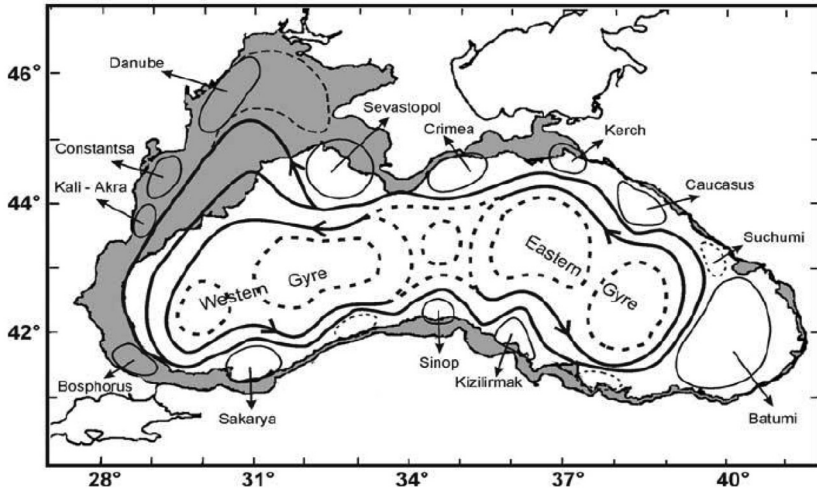
*Keywords:* Black Sea circulation, Argo profilers

*PACS numbers:* 92.10 ad, 92.10ak

## 1. INTRODUCTION

The Black Sea is one of the largest inland basins of the world with a surface area of  $\sim 4.2 \times 10^5$  km<sup>2</sup> (zonal and meridional dimensions  $\sim 1000$  km and  $\sim 400$  km) and a maximum depth of  $\sim 2200$  m. It is almost completely isolated from the world oceans; it is connected to the Sea of Azov via the Kerch Strait in the North and to the Marmara Sea (which is connected to the Aegean Sea through Dardanelles Strait) via the Bosphorus in the southwest.

The Black Sea is characterized by a basin-wide cyclonic boundary current (Rim Current) which is formed by several factors: the curl of the wind stress field and the fresh water discharges from rivers (buoyancy forces), bathymetry and thermohaline fluxes [1]. The Rim current is quasi-geostrophic thus it engages the surface and several hundred meters water column. In addition to the Rim Current, the Black Sea circulation system contains many mesoscale eddies (see Figure 1), meanders and filaments spread over the basin. The Rim Current separates the cyclonically dominated inner basin from the anticyclonically dominated coastal zone [1]. The Sinop and Kizilirmak [1], Batumi, Bosphorus, Sukhumi, Kerch, Sevastopol, Danube, Caucasus, Constanta, Crimea and Sakarya eddies reside on the coastal side of the Rim Current zone. In the inner basin, two cyclonic cells (Western Gyre and Eastern Gyre) are formed [2].



**Fig. 1** Main features of the Black Sea circulation system [2]

The deep-layer circulation and thermohaline structure in the Black Sea have been traditionally accepted to be sluggish and rather invariant at seasonal-to-inter-annual scales.

The early studies [3] claim that the underwater circulation in the 150–500 m layer is similar to the surface one with higher speed currents around Bosphorus, Sukhumi and Cape Sarich, as well as the section Bafra–Sochi.

Various cruises of research vessels later have been conducted in the Black Sea during the ends of the 80's and the early 90's making large data sets available for studying the oceanography of the Black Sea. The thermohaline structure, hydrographic properties and the circulation of the Black Sea has been studied [1, 4, 5]). The R/V Knorr 1988 expedition and the multi-ship hydrographic surveys carried out within the framework of the HydroBlack and ComsBlack Programs during the early 1990s constituted the first reliable data sets for exploring deep-water physical characteristics of the Black Sea [4–7]. One of the most important findings of these studies was an indication of horizontally as well as vertically highly structured flow systems formed by a series of large mesoscale eddies (with typical size of about 100 km) and sub-basin-scale gyres (with typical size of several hundreds of km's) within the intermediate layer between 300 and 1000 m. These observations provided only the baroclinic component of the circulation, however, they underestimated the intensity and additional contribution of the barotropic structure of the flow field, particularly along the strong topographic slope zone around the periphery of the basin. While valuable for describing in a qualitative sense large-scale basinwide circulation of the intermediate and deep layers, the geostrophic method applied to hydrographic observations was often unsatisfactory because of the questionable “level of no motion” assumption. The strength of

the intermediate layer flow was partly elucidated by the ADCP absolute current velocity measurements carried out during April 1993 in the western Black Sea. These measurements reported for the first time relatively strong sub-pycnocline currents up to 10–20 cm s<sup>-1</sup> within the 200–350 m layer [8], the latter depth being the approximate limit of the ADCP measurements [9].

However when cruises are conducted the data collected represents only a snapshot of the conditions in space and time. In addition, cruises are expensive and time intense and the countries surrounding the Black Sea cannot conduct cruises on a regular basis.

In this paper another method to describe the deep circulation is used based on the Argo autonomous profiling floats displacement.

## 2. CURRENTS MEASUREMENT

In oceanography and in fluid dynamics in general, our observations can be made in two ways: Lagrangian measurements and Eulerian measurements.

One way to measure ocean currents is to determine the water's velocity at one fixed place in the ocean. This type of measurement is called Eulerian. This is typically accomplished using an electro-mechanical current meter (which measures the velocity at a single depth) or Acoustic Doppler Current Profiler (ADCP) (which can provide a profile of velocity with depth).

Another direct way to measure ocean currents is by tagging a water material with either floats or dyes. This viewpoint of following a tagged water parcel is called Lagrangian. Near-surface ocean currents are measured by so-called drifters, which is a buoy that rides at the ocean surface and is usually weighted at some depth to negate the direct effects of wind on the buoy itself. Tracking this drifter (by satellite, radar, radio, sound, etc.) will give a description of the ocean current.

Following the pioneering development by John Swallow in the 1950s, neutrally buoyant floats have been a central element of global ocean circulation observations with highly temporal and spatial resolution [10].

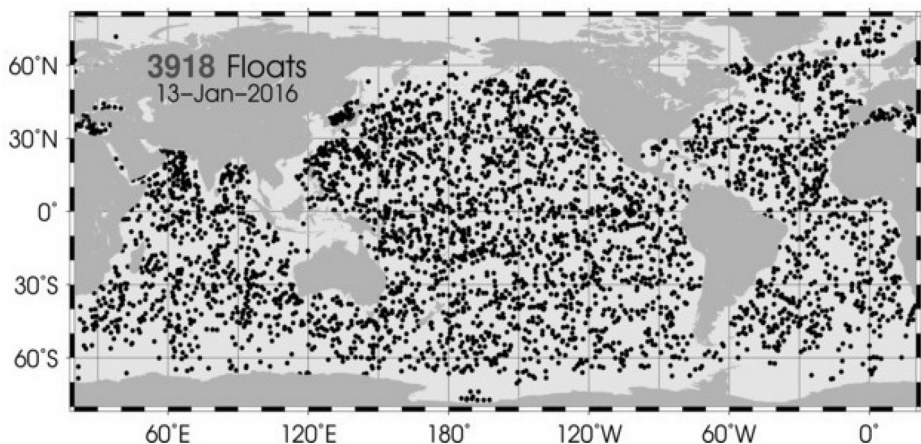
## 3. ARGO PROFILERS DATA

The origins of Argo come from the World Ocean Circulation Experiment (WOCE) held in 1990–1997. This experiment was part of the World Climate Research Programme (WCRP) and its mission was to collect an unprecedented set of observations in the deep ocean. The main focus of WOCE was the necessity to collect data on ocean currents at about 1000 m throughout the oceans. In order to do this Russ Davis from Scripps Institution of Oceanography in California and Doug Webb of Webb Research Corporation developed the Autonomous Lagrangian Circulation Explorer (ALACE) [11,12]. The floats ALACE use the principle of

neutral buoyancy developed by John Swallow in the mid-1950s to follow the currents at a particular pressure level [13]. Each of the floats ALACE rose to the surface in regular intervals and its position was detected by a satellite. The scientist realized that, while rising to the surface, the floats could measure the salinity and the temperature of the ocean's water. Until the end of WOCE most of the floats were provided with salinity/temperature sensors.

In the 1998 Dean Roemmich of Scripps Institution of Oceanography and Ray Schmitt of Woods Hole Oceanographic Institution explored the potential of using profiling floats for monitoring the ocean. The name ARGO comes from the abbreviation Array for Real-time Geostrophic Oceanography (ARGO). For the first time the physical state of the upper layer of the ocean is systematically measured and the advantage of Argo is that it is not confined to major ship expeditions that vary with seasons like other observing networks are.

In 2000 the deployment of floats has started and until 2007 the original goal of 3000 floats is achieved [14]. The global array of 3000 floats was distributed roughly every 3 degrees (300 km). The 3° by 3° array satisfies both the requirement for sampling global anomalies in temperature and heat storage and also provides reasonable signal-to-error characteristics for sampling large-scale oceanic variability corresponding to the global altimetric data [15]. The latest picture of the Argo array (Figure 2) shows that the coverage of the ocean is well distributed, except for some parts of the southern seas.



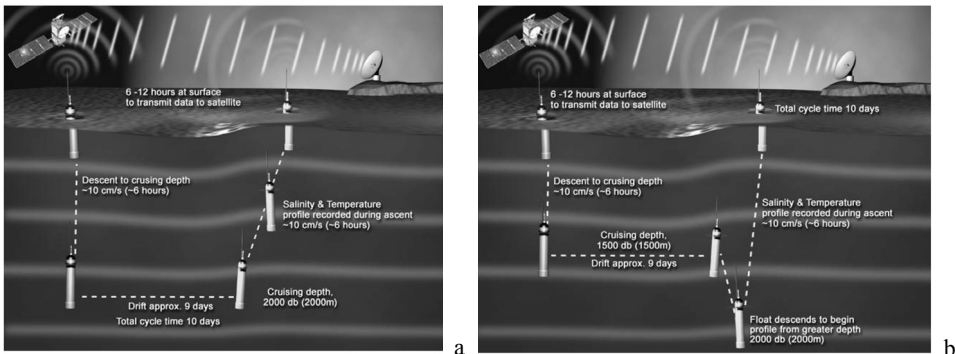
**Fig. 2** Latest picture of Argo array

The profiling floats are powered by batteries and spend most of their lifetime at depths where they are stabilized by being neutrally buoyant (parking depth). Currently the most commonly used Argo profiling floats are 3 types. All work similarly, but differ in the characteristics of the design. During a given interval, programmed in advance, the floats pump fluid into an external bladder and rise to the surface for

about 6 hours while measuring salinity, temperature and other characteristics, if equipped with appropriate sensors. When they are on the surface, satellites determine their position and receive the collected data. The bladder then deflates and the float returns to its original density and sinks to drift until the cycle is repeated. Floats are designed to make about 150 such cycles and after that the battery dies.

Generally, there are two standard operational missions (Figure 3): the first one is simple operational mission and the other one is a park and profile mission. In the simple operational mission the float descends to a certain depth (usually 2000 m) and then it starts the salinity and temperature profile. In the park and profile mission the float descends to its parking depth, recommended 1000 m, drifts at this depth for some time then descends to 2000 m and starts ascending while measuring temperature and salinity [16].

The Argo data are widely used for reconstruction of termohaline 3D fields in the ocean. But yet another very useful application is to derive the map of the deep ocean currents. The simplest way to estimate the deep displacement is to use the first Argos fix from the present cycle and the last Argos fix from the previous cycle. The simplest method assumes a linear movement between the two points; other more complex methods take into account the inertial movement. This was done by [17] for their YoMaHa'07 displacement/velocity file. This dataset contains data from 4284 floats which provided 296974 estimates of velocity at a float's parking depth in the period 1997 to 2007.



**Fig. 3.** a) Simple operational mission; b) Park and profile mission

#### 4. BLACK SEA RESULTS

The Argo autonomous profiling floats operate in the Black sea since 2002 but in more consistent way they have been deployed after 2010. Since then 22 floats were deployed, in the frames of different programs, from which 9 are still operating (Table 1). Six years of continuous measurements with Argo accumulated sufficient amount of data to make possible analysis of the Black sea deep circulation.

For calculating the Lagrangian velocity of displacement, we assume that the movement is linear and we use:

$$v_n = \frac{x_n - x_{n-1}}{\Delta t}$$

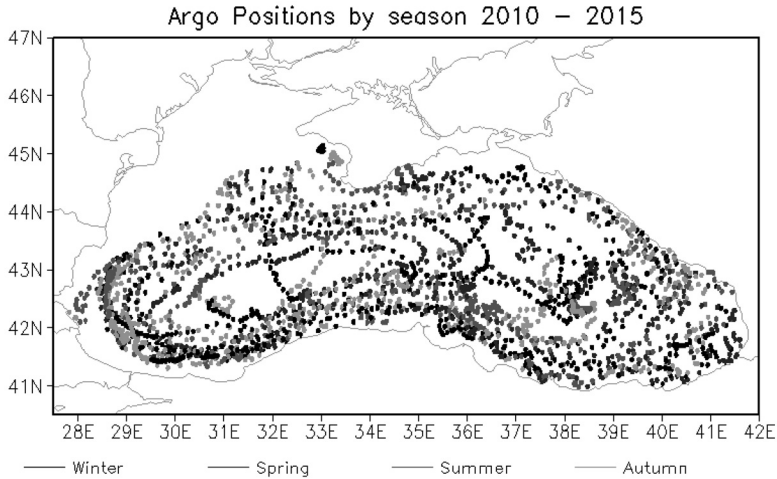
where  $\Delta t = 5$  days is the time between the communicated measurements and  $x_{n,n-1}$  are the two consecutive positions of the float.

**Table 1.** Argo floats in the Black sea 2010–2015

Float N	Number of profiles	Parking Depth [m]	Start Date	End date
1901200	234	200	08/12/09	22/02/13
6900803	168	750	19/03/11	01/07/13
6900804	168	750	19/03/11	01/07/13
6900805	351	750	18/03/11	still working
6900807	76	200	28/11/14	still working
6901828	65	200	30/09/13	23/08/14
6901831	107	200	18/07/14	still working
6901832	96	350	12/09/14	still working
6901834	8	350	27/11/15	still working
6901895	176	750	02/08/13	still working
6901896	85	200	04/08/13	05/10/14
6901899	37	500	02/05/14	10/11/14
6901900	122	200	02/05/14	still working
6901959	210	200	08/06/12	21/04/15
6901960	26	350	09/06/12	14/10/12
6901961	210	200	06/11/12	19/09/15
6901962	214	200	17/08/12	20/07/15
7900590	135	750	29/08/13	02/07/15
7900591	112	200	16/12/13	still working
7900592	79	200	15/12/13	25/10/14
7900593	63	1000	29/06/14	15/04/15
7900594	39	1000	29/06/15	still working

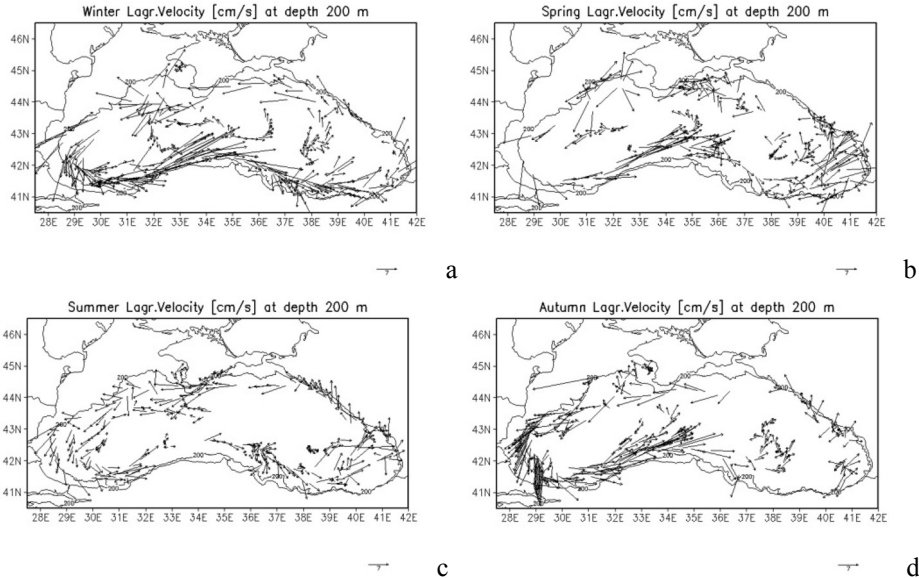
The high temporal resolution of the data (float cycling period of 5 days generally) allows to use their deep displacement as an indicator of the deep sea currents at their parking depth (varying from 200 m to 1000 m). Fig. 4 shows the positions of the available floats which are used in this study. It is seen that the whole basin is covered by observations excluding the shallow northwestern shelf part. Furthermore, in this figure a distinction between the seasons is made to prove that each season is well represented (this is usually not the case in the oceanographic ship measurements when the cold part of the year is much less monitored). The

seasons are defined as follows: winter is the mean value for the months January, February and March; spring – April, May and June, and so on.



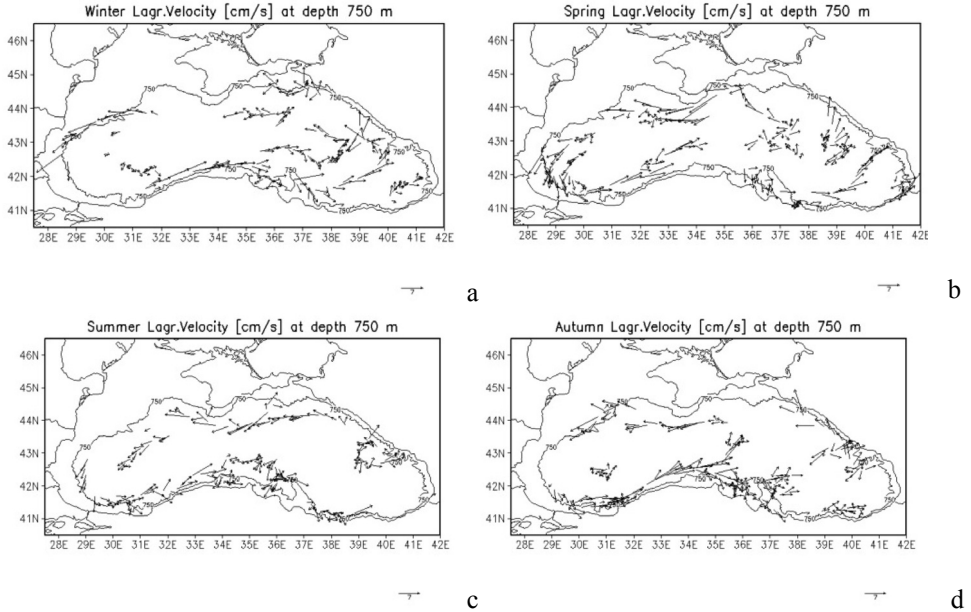
**Fig. 4** Argo positions coloured by season in the period 2010–2015

Most of the floats drift at parking depth 200 m (11 floats), those drifting at 750 m are much less (5 floats), 3 floats drift at 350 m and 2 – at 1000 m.

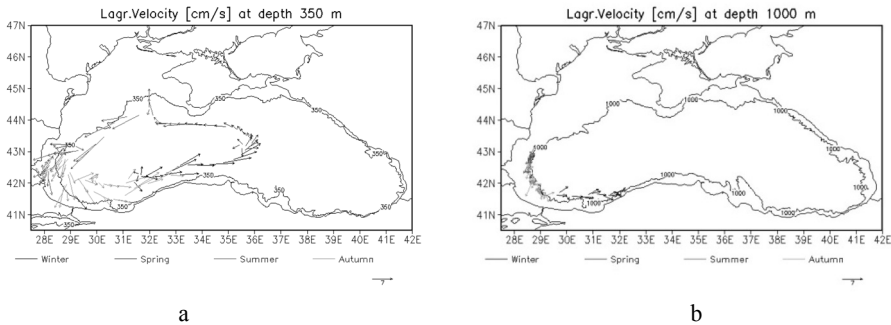


**Fig. 5.** Lagrange speed [ $\text{cm s}^{-1}$ ] at depth 200 m in: a) winter, b) spring, c) summer, d) autumn

In Fig. 5, the speed of displacement of the floats, drifting at parking depth 200 m, is presented, and as in the previous figure the distinction between seasons is made (a to d). This is done the same way for the floats with parking depth 750m (Fig. 6a–d). For the floats drifting at 350 m and 1000 m all 4 seasons are shown in one figure, as the figures are based by only 2–3 floats measurements (Fig. 7a and 7b).



**Fig. 6.** Lagrange speed [ $\text{cm s}^{-1}$ ] at depth 750 m in: a) winter, b) spring, c) summer, d) autumn



**Fig. 7.** Lagrange speed [ $\text{cm/s}$ ] at depth: a) 350 m, b) 1000 m

The deep circulation as a rule follows the deep Rim current branch, as the Argo floats are being captured by this current. The largest speeds are observed along the South coast especially in the Sakarya and Sinop – Kizilirmak areas. At 200 m in winter (Fig. 5a) in those areas the currents' speed exceeds  $30 \text{ cm s}^{-1}$ . Another region with higher velocity is the Crimean region, where in winter speeds

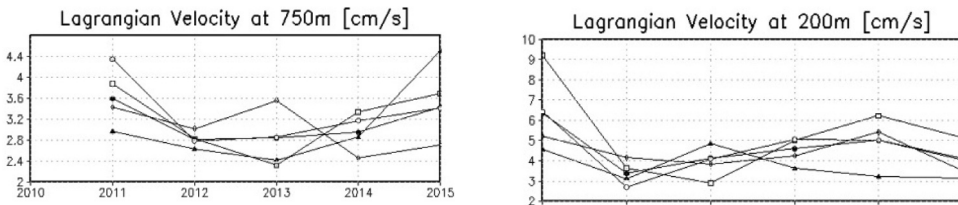


up to 15–20 cm s<sup>-1</sup> can be observed. In general during the summer the currents are weaker than in the other seasons. Even in the Sakarya – Sinop- Kizilirmak area, the speeds are rarely higher than 10 cm s<sup>-1</sup>. However, this is not so evident at depth 750 m and 1000 m, where the seasonal variability is less pronounced and during whole year the speed is similar.

Overall the currents are stronger closer to the shore and weaker in the open sea. In the inner parts of the Black sea the speed is no higher than 5 cm s<sup>-1</sup>.

As a rule, the speed decreases with the depth. We can notice this by comparing Fig. 5, 6 and 7. At 750 meters (Fig. 6a–d) close to the shore, where the currents typically are the strongest, the speed of displacement of the float is around 10 cm/s. At 1000 m (Fig. 7b) the currents are between 1 and 5 cm s<sup>-1</sup>.

Another interesting question is if there is a significant inter-annual variability of the deep currents. This is difficult to retrieve as the number and positions of the floats vary in time so the years are not exactly comparable to each other. We show the simple average Lagrange speed for the 6-years period 2010–2015 at the depths 200 and 750 m (Fig. 8) because at 350 and 1000 m we don't have enough data. From the plot it is seen that at 200 m the circulation was definitely stronger in 2010. After a slowdown in 2011, a smooth acceleration of the currents until 2014 could be noticed (Fig. 8, upper plot).



**Fig. 8.** Annual mean currents speed in the period 2010–2015

At 750 m (Fig. 8, lower plot) the strongest currents were in 2011. After that year, another noticeable increase, especially in the summer, is observed in 2015. From this short period one could speculate that the deeper layer (750 m) variations are delayed from the upper layer (200 m) by one year. Interesting fact is that summer and winter circulation tend to be opposite: when the winter currents intensify, then the summer currents weaken.

The explanation of what is observed is yet to be discussed. The currents in the Black Sea are dependent on the atmospheric circulation, fresh water fluxes, deep water formation processes and thermohaline structure so there is a complicated chain of interconnected processes. In order to find the correlations many different sources of data should be used and this could be subject to future work. Nevertheless, the present paper is a valuable contribution to our knowledge on the deep Black Sea circulation which at present is very limited.

## 4. CONCLUSIONS

In this study the possibility to retrieve the deep circulation in the Black Sea from the displacement of the autonomous Argo floats is investigated. The main features of the Black Sea known from the literature are discussed in the introduction section. The deep currents are one of the most difficult oceanographic element to determine from observations as the measurements are limited both in space and time. The Black Sea Argo program has been initiated in 2002 and since then 29 Argo autonomous profilers have been deployed generating ~3600 profiles of the thermohaline properties of the sea in the 2000 m water column. Apart from the valuable measurements of the water column properties, the floats' movement with the currents at their parking depth could give information about the deep sea circulation. In fact what could be measured is the Lagrange speed of displacement as we know only the starting and ending positions without information about the movement in between. In this study the data from 21 Argo floats in the period 2010–2015 are used to calculate the Lagrange speed at 4 different depths: 200, 350, 750 and 1000 m. The results are analysed separately for seasonal and inter-annually variations. The main results could be summarized as: 1) The deep circulation is similar to the surface circulation and the main cyclonic Rim current engage the whole 0–1000 m layer; 2) The largest speeds ( $\sim 30 \text{ cm s}^{-1}$  at 200 m) are observed along the South coast especially in the Sakarya and Sinop – Kizilirmak areas in winter; another place of intense horizontal movement is around Crimean Peninsula; 3) Overall the currents are stronger closer to the shore and weaker in the open sea; 4) The speed generally decreases with the depth; 5) The seasonal variations of the currents are more significant closer to the surface and decrease with depth; 6) There is an inter-annual variability observed at all 4 levels investigated.

The explanation of what is observed is yet to be discussed. Nevertheless, the present paper is a valuable contribution to our knowledge on the deep Black Sea circulation which at present is very limited.

## REFERENCES

- [1] Oguz, T., P. La Violette, U. Unluata. *J. Geophys. Research*, 1992, **97**(C8), 12569.
- [2] Korotaev, G.K., Oguz, T., Nikiforov, A., Koblinsky, C.J. *J. of Geophys. Research*, 2003, **108** (C4), 3122.
- [3] Dobrovolsky A.D., Zalogin B.S. USSR Seas, Moscow State University, 1982.
- [4] Oguz, T., et al. *Deep-Sea Research*, 1993, **1 40**, 1597.
- [5] Murray, J. W., Top, Z., Ozsoy, E. *Deep-Sea Res.*, 1991, **38**, Suppl.2A, 663.
- [6] Oguz, T., et al. *Deep-Sea Research*, 1994, **1 41**, 603.
- [7] Oguz, T., Ivanov, L.I., Besiktepe, S., In: *NATO ASI Series, Environmental Security*, 1998, **47**, 2, 69.

- [8] Oguz, T., Besiktepe, S. *Deep-Sea Research*, 1999, **I 46**, 1733.
- [9] Korotaev, G. K., Oguz, T., Riser, S. *Deep Sea Res.*, 2006, PT. **II 53**, 1901.
- [10] Gould, W.J. *Deep-Sea Research*, 2005, **II 52**, 529.
- [11] Davis, R.E. *Deep-Sea Research*, 1991, **38** (Suppl. 1), 531.
- [12] Davis, R.E., D.C. Webb, L.A. Regier, J. Dufour. *J. Atmos. Ocean. Tech.*, 1992, **9**, 264.
- [13] Swallow, J.C. *Deep-Sea Research*, 1955, **3**, 74.
- [14] Roemmich, D., Owens, W.B. *Oceanography*, 2000, **13**(2), 45.
- [15] Argo Science Team, 1998. On the design and implementation of Argo: An initial plan for a global array of profiling floats. *International CLIVAR Project Office Report 21*, GODAE Report 5. GODAE International Project Office, Melbourne, Australia.
- [16] Milena Milanova MSc thesis: Quality control of data from Argo floats in the Black Sea, 2013.
- [17] Lebedev, K. V., H. Yoshinari, N. A. Maximenko, P. W. Hacker. YoMaHa'07: Velocity data assessed from trajectories of Argo floats at parking level and at the sea surface. *IPRC Technical Note*, 2007, **4**(2), 16.

ГОДИШНИК НА СОФИЙСКИЯ УНИВЕРСИТЕТ „СВ. КЛИМЕНТ ОХРИДСКИ“  
ФИЗИЧЕСКИ ФАКУЛТЕТ

Том 109

ANNUAL OF SOFIA UNIVERSITY “ST. KLIMENT OHRIDSKI”

FACULTY OF PHYSICS

Volume 109

---

## OBSERVATIONS AND MODELING OF TSUNAMIS IN THE EASTERN MEDITERRANEAN (REVIEW)

LYUBA DIMOVA, RENETA RAYKOVA

*Department of Meteorology and Geophysics*

*Люба Димова, Ренета Райкова. НАБЛЮДЕНИЕ И МОДЕЛИРАНЕ НА ЦУНАМИ В ИЗТОЧНОТО СРЕДИЗЕМНОМОРИЕ (ПРЕГЛЕД)*

Над 130 събития на вълни цунами опустошават във времето Източното Средиземно-море. Тези бедствия са обобщени в 29 области с оценка на събитията за наблюдаваните наводнения и щети. Въпреки че рискът от цунами в Средиземно море не е толкова висок, колкото в Тихия Океан, височините на наблюдаваните вълни цунами в някои зони достигат 30 m. Много от регистрираните цунами са с неизяснен източник. 26 цунамигенни зони са набелязани според техните геоложки особености, наличие на земетресения и риск от свлачища. Повечето от областите са изучени чрез моделиране на цунами, но ние обособяваме няколко от тях, в които или има несъответствие между наблюденията и моделите, или зоната не е моделирана. Преглед на техниките за моделиране на цунами показват, че повечето методи използват числени модели с уравнения за плитка вода при различни приближения, гранични условия, в сферични или декартови координати.

---

*For contact:* Lyuba Dimova, Department of Meteorology and Geophysics, Faculty of Physics, Sofia University “St. Kliment Ohridski”, 5 J. Bouchier Blvd., 1164 Sofia, Phone: (+359) 8161 389, E-mail: lyuba\_dimova@phys.uni-sofia.bg

The coast of Eastern Mediterranean has been devastated by more than 130 tsunami events, which were generalized in 29 areas with evaluation of the flood damages. Despite the tsunami risk in the Mediterranean is not as high, as it is in the Pacific Ocean, the tsunami highs in some areas exceeded 30 m. Many of the observed tsunamis remain with unclear sources. Twenty-six tsunamigenic zones were defined according to the geological characteristics, risk of earthquakes and landslides. Most of the regions have been studied by tsunami modeling, however we differentiated several areas, which have big discrepancies between observed and modeled data or they are not modeled at all. A review of tsunami modeling techniques show that most of the methods use numerical modeling of shallow-water equations, with different approximations, boundary conditions, in spherical or Cartesian coordinates.

*Keywords:* tsunami, numerical methods, earthquakes, landslides, volcanoes

*PACS numbers:* 91.30.Nw, 92.10.hl, 02.60.-x, 91.30.Px, 92.40.Ha, 91.40.Zz

## 1. INTRODUCTION

Mediterranean Sea is divided into three major regions – Western Mediterranean (WM), Central Mediterranean (CM) and Eastern Mediterranean (EM). The Eastern Mediterranean includes several seas – the Ionian Sea between Italy, Greece, and Albania, the Aegean Sea between Greece and Turkey, with the Thracian Sea in its north, the Myrtoan Sea between the Cyclades and the Peloponnese, the Sea of Crete north of Crete, the Libyan Sea south of Crete, between the island and Libya, the Sea of Marmara between the Aegean and Black Seas, the Cilician Sea between Turkey and Cyprus, the Levantine Sea between southeastern part of Cyprus and Lebanon. Black Sea is the internal sea but it is connected with the Mediterranean by the Bosphorus strait. EM is definitely the most tsunamigenic region of the Mediterranean area, with a total of 127 tsunamis occurred along the coasts of Albania, Greece, Levantine countries, Turkey and coasts of Black Sea [1].

The tsunami phenomenon is non-linear and it strongly depends from the processes in the origin and the relief of the coastal region. The most of the observed tsunami events were happened in the past and these events reach nowadays as a part of different historical resources. The information for such events is contradictory, for a number of the cases the origin is not clear. Another problem is the modeling techniques - different modeling methods often are not able to estimate the observed height of the tsunami waves. There are also several nowadays events, instrumentally registered, well observed and described. Despite of this, the source of the tsunami it not trivial to be identified.

The aims of this paper are several: to identify different coastal regions, affected by tsunami, summarizing existing tsunami catalogues for EM and publications about single events; to identify different offshore and inland tsunamigenic zones in

EM; to review the existing techniques for tsunami modeling and their effectiveness in the tsunami simulation.

## 2. OVERVIEW OF DOCUMENTED TSUNAMIS IN THE AREA OF THE EASTERN MEDITERRANEAN

The historical tsunami record in the Mediterranean region goes back to the Greek antiquity, in XIV century BC – Minoan eruption of Santorini [2, 3]. This event influenced the evolution of east Mediterranean civilization. Reviewing the number of papers we define 29 areas in EM, affected by tsunamis (Fig. 1). The tsunami intensity is given in recently defined new XII-grade scale, proposed by Papadopoulos and Imamura [4].

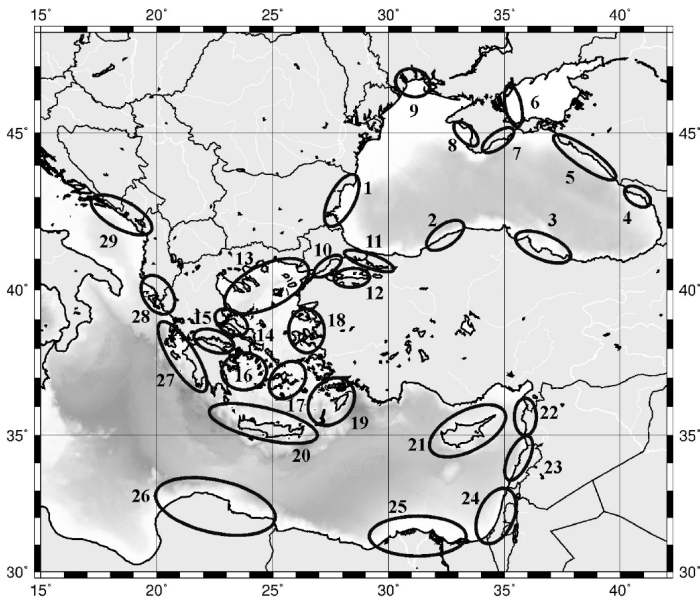
Region 1: Bulgarian Black Sea coast has been hit by tsunami several times. The tsunamis as natural hazard for the Bulgarian Black Sea coast have been included for the first time officially in the Map of Geological Hazards in Bulgaria in 1994 [5, 6].

Five different events were reported in several papers [7–11]. Bizone, today Kavarna, was affected by earthquake that caused landslides and local tsunami around I<sup>st</sup> century BC [12] and according to other sources in III<sup>rd</sup> century BC [13]. The city of Bizone slid into the sea without any tsunami record. The sediment deposits found near Varna were radiocarbon dated at about 2000 years and probably connected to this event [14]. The information is not enough to estimate tsunami intensity [11]. One of the well documented key event in the historical earthquake and tsunami record of the Bulgarian Black Sea coast occurred in AD 544/545 [11, 12] in Odessus (modern Varna) and Dionysopolis (today Balchik) (NE Bulgarian Black Sea), Aphrodisium (Saros Bay/NE Aegean Sea) [3, 10]. Ranguelov et al. [15] proposed field evidence of local tsunami associated with earthquake ( $M > 7.6$ ) in 543 AD that caused inundation in archaeological site of Cybele Temple in Balchik, leaving there a layer of sea sand. The run-up heights exceeded 2–4 m [12] and the estimated tsunami intensity was about VIII–IX degree [10]. Another large earthquake ( $M = 7.2$ ) near the region of Shabla–Kaliakra occurred on 31 March 1901. This is one of the biggest seismic events for the last centuries [16]. The port of Balchik was inundated and the maximum height was 2.5–3 m (reported by eyewitness) [13]. The non-seismic tsunami on 7 May 2007 was observed along the Bulgarian Black Sea coast with the maximum wave amplitude of 3 m for the northern parts of the shoreline [17]. There are two main hypothesis about the source mechanism induced the tsunami: underwater landslide or an atmospheric high-frequency disturbance traveled along the shelf and generated long waves through the Proudman resonance mechanism [18, 19]. There were strong currents near the shallow regions and atmospheric disturbance that travelled with amplitude of 2–3 hPa. The period of oscillations was 4–8 minutes at the most of observed points [11]. Vilibić et al. [18] classified this event as a meteotsunami. Both hypothesis (underwater landslide and meteotsunami) were explored, but not a confirmed

source was identified and both results matched relatively well the observed field data and reported video records and pictures [20]. Nevertheless the source was not identified distinctively.

Region 2: In North Turkey, the Bartın earthquake occurred on 3 September 1968 with magnitude  $M = 6.6$  [10, 11, 21,]. Different authors concluded that the event was caused by thrust faulting with an estimation of average depth of 4 km. This earthquake generated tsunami in Amasra, where the coastline was uplifted by 35–40 cm [11]. The rise of the sea in the port of Amasra was about 3 m [22]. Wedding [23] and later Altinok and Ersoy [21] indicated that the sea inundated 100 m in Amasra and after 14 minutes a second wave inundated the shore about 50–60 m.

Region 3: The tsunami occurred after the earthquake in Amasya in May 1598 [10, 11, 21]. The wave height approximately 1 m was created between the gulf of Sinop and Samsun [12]. The sea advanced for a mile inland on the coast of Black Sea [21]. Another earthquake that generated tsunami was the Great Erzincan earthquake in 1939 [10, 11, 21]. The surface magnitude was of  $M = 8.0$  and focal depth – 20 km. Firstly the sea receded for 50 m and then advanced with 20 m in Fatsa and Giresun towns [21]. The tsunami probably was created directly from the rupture or the secondary fault or even by a submarine landslide in Black Sea, triggered by the earthquake [24]. The earthquake’s epicenter was about 60 km inland, and this is one of the confirmed cases in the Black Sea of tsunami triggered by inland earthquake.



**Fig. 1.** Regions with observed tsunami in the Eastern Mediterranean (historical documents or measurements)

Region 4: The Eastern part of Black Sea, and especially Sukhumi Bay in West Georgia, was affected by catastrophic earthquake ( $M \geq 6.5$ ) in the first part of I<sup>st</sup> century AD. Russian sources reported that the city of Dioskuriada (today Sukhumi) was submerged beneath the sea [10, 11]. The run-up exceeded 2.5 m and the tsunami intensity was estimated as IV–VI [9, 10].

Region 5: This area is situated in the north-eastern part of Black Sea, the Russian coast of the sea. For less than a century in this zone have occurred several events (from north to south): Anapa (North Caucasus) on 4 October 1905, North Caucasus (10 km south from Anapa) on 12 July 1966, Cape Idokopas (Western Caucasus) on 8 April 1909, Sochi on 4 December 1970 [10, 11]. Ranguelov et al. [25] applied spectral analysis to the mareograms for the event of 12 July 1966. The source of the tsunami event from 1909 is aseismic, like underwater slides that produced wave height (3–5 m) in the open sea above the continental slope [12].

Region 6: Azov Sea is situated to the north of Black Sea. It is shallow water (14 m) sea and the seismicity of the region is very weak. However, three events of tsunami have been reported in the area [11]. The west coast of Azov Sea as well the lake Sivash were influenced by earthquake ( $M = 7.0 \pm 0.5$ ) that caused tsunami in 1650 [12, 10]. This was the first report of such event. Papadopoulos et al. [11] and Nikonov [12] made an estimation of a water level rise of 0.5–1.0 m and tsunami intensity of degree III. Recent event in August 1990 caused a sea-level rise of 0.4 m near the southern shoreline of Azov Sea.

Region 7: The Southeastern part of the Crimean Peninsula had been affected by tsunami several times [1]: 1427 in Yalta, on 5 June 1615 near Feodosiya, on 11 October 1869 near the town of Sudak and on 26 June 1927 near Yalta. The earthquake from 1927 had a magnitude of 6.0 and a focal depth of 27 km. It occurred near the submarine slope south of Yalta and caused a local tsunami on the south coast of Crimea [11, 10]. The maximum wave heights were 24 cm in Yalta according Dotsenko and Konovalov [26], while Pelinovsky [9] considered the rise of the sea level in Yalta as 16 cm. This tsunami event was registered by the mareograph network.

Region 8: Several events were reported in the west and the southwest part of Crimea [10, 11]. An earthquake ( $M = 7.7/7.5$ ) that induced tsunami waves occurred in Yevpatoriya on 12/26 October 1802 [1, 10, 11]. Probably the source of that large earthquake was the Vrancea seismic source because of its long radius and intermediate hypocentral depth. Another hypothesis for the source is that it was due to a submarine ground failure triggered by the earth shaking [11]. Other events in this region are: on 25 July 1875 and two events near Balaklava district on 11 and 16 September 1927 where the tide gauge records showed the maximum wave heights of 53 cm [10].

Region 9: Two events are related to the area of Odessa: one on 17 November 1821 and another on 23 January 1838 [10, 11, 1]. The second earthquake is considered to be an event from Vrancea seismic source with  $M = 7.3$  and tsunami intensity was evaluated to be V–VI degree [11].



More than 40 tsunamis have occurred in the area of Marmara Sea for the last 2000 years [27]. Three zones are defined here: west (region 10), north-east (region 11), and south (region 12).

Region 10: About 8 large earthquakes ( $M \geq 7.4$ ) occurred at intervals of 150–420 years in the western Marmara [28]. The latest in this zone and one of the biggest event in the Balkans was on 9 August 1912 – Şarköy-Mürefte Earthquake. It took place on the active Ganos fault zone and the length of the rupture on the surface was about 50 km [29]. The wave height was 2.7 m near Yeşilköy [30].

Region 11: About 30 events have been occurred in this zone, most of them near Istanbul and Izmit Bay [21]. Transform North Anatolian Fault crossed the zone. The Kocaeli earthquake ( $M_w = 7.4$ ) was on 17 August 1999 and caused tsunami waves with period less than 1 minute in the Izmit Bay. The most prominent evidence of the tsunami was the sea receding during the earthquake at both sides of the bay. Field observations indicated a maximum run-up of 2.5 m [31]. In addition to tectonic displacements, the sediment slumping within the bay possibly generated tsunami waves [32].

Region 12: The south part of Marmara Sea has the lowest seismicity of whole Marmara area. Four events were reported here: in 120/128 near Kapıdağ Peninsula, Iznik and Izmit [8], in 368 in Iznik, in 543 in Kapıdağ Peninsula, Erdek and Bandırma, and in 1064 in Bandırma [21]. Probably the event from 543 is connected with the tsunamigenic event that affected Bulgarian Black Sea coast in the same year.

Region 13: An earthquake ( $M = 7.0$ ) occurred in Chalkidiki near Ierissos on 26 September 1932. This event was followed by several strong aftershocks, one of them with magnitude  $M = 6.3$ . The generated tsunami wave height was 1m [33].

Region 14: A few tsunamis were historically reported in the Maliakos Bay [3]. Papaioannou et al. [34] evaluated additional historical and archaeological reports and suggested that the 426 BC seismic even was twice moderate arguing that the large tsunami from that period may have occurred during the III<sup>rd</sup> century BC.

Region 15: More than 17 events were included in the New Tsunami Catalogue from IV<sup>th</sup> century BC to 1999 for this zone [35]. There were many reported local tsunamis in the Corinth Gulf area. Most of them were triggered by strong earthquakes or aseismic coastal and submarine landslides [35]. Some of the documented tsunamis are: in 373 BC in the area of Helike (west Corinth Gulf), in June 1402 in Central Corinth Gulf, on 25 May 1748 in Aeghion where run-ups of 10 m were observed, on 23 August 1817 in Aeghion with run-up of 5 m. A tsunami, generated by sediment slump happened on 7 February 1963 [3] and the run-up exceeded 5m.

Region 16: There were few small tsunami events in the Corinthiakos-Patras Gulf [35, 36]. The area might be affected by big tsunamis created by origins in Aegean Sea (Santorini eruptions, west Hellenic arc seismic events).

Region 17: Minoan eruption of Thera (Santorini) in 1613±13 BC created tsunami wave with height, exceeding 20 m [2]. A recent large earthquake on 9 July

1956 in Cyclades ( $M = 7.5$ ) generated tsunamis. Estimations of the near- source wave height varied between 15 m and 30 m [3].

Region 18: This area had a great experience with earthquakes and tsunamis. Some of the events that triggered tsunamis in the past are: on 20 March 1389 in Chios Islands with tsunami intensity of VI degree, on 10 July 1688 in Smyrna, on 13 November 1856 in Chios Islands with tsunami intensity of VIII degree, on 7 March 1867 in Mitilim, and on 23 July 1949 in Chios Island [1, 3].

Region 19: Dodecanese Islands were affected many times by tsunamis. Several big events caused inundations and destructions in Rhodes. The first one was in III<sup>rd</sup> century BC. The earthquake on 3 May 1481 with magnitude 7.2 [3] caused a 3 m high tsunami that flooded the Rhodes coast. Recently, on 24 March 2002, waves with heights of 3–4 m heated the town of Rhodes, most probably caused by landslide [2]. A seismic event on 9 February 1948 caused a huge wave that penetrated inland of Karpathos Island for 1 km and the sea disturbance continued for several hours [37].

Region 20: The coasts of Crete have been often destroyed by earthquakes and tsunamis. Two of the biggest tsunamigenic events happened near east and near west coasts of Crete. The event from 365 AC in west offshore of Crete was one of the key events in the history of the Eastern Mediterranean. The western segment of the Hellenic Arc was ruptured by an earthquake ( $M = 8.3$ ) and caused tsunami propagated through the whole Mediterranean [38]. The tsunami intensity was reported to be X degree [3]. There is a lot of contradictory information about the event from 1303 AC in the eastern offshore of Crete. According to many historical documents [39], there was a very large tsunamigenic earthquake that ruptured the eastern segment of the Hellenic Arc, between Crete and Rhodes islands, with observed inundation in many places in the Eastern Mediterranean – Crete, Dalaman (Turkey), Israel, Palestine, Egypt [2, 36, 40, 41]. The north coast of Crete was affected by tsunamis with intensity from V to X-XI degree, created by volcanic eruptions (1600 BC, 1650 AC), strong shallow seismic events (1958), and several offshore events near the coast [1].

Region 21: The event of May 1201±1 caused a severe tsunami on Levantine coast with intensity of VII degree [42]. Papadopoulos et al. [3] consider the possibility for inland earthquake with tsunami-generating mechanism. Shallow seismic activity is in progress in the last years in the southwest offshore of the island but without any tsunami generation.

Region 22: After a strong earthquake, a tsunami was observed on the Syrian coast on 29 December 1408 [42]. The tsunami intensity was of III–V degrees.

Region 23: A great earthquake occurred in Beirut, Sur, Sidon, Tripoli and Galilee [42]. Tsunami was reported on the Lebanese coast and the sea retreated for a mile and many ships were destroyed [8].

Region 24: There were several earthquakes in Palestine and Syria that caused tsunamis: in January 746/749 on the Levantine coast; from 30 October to 25

November 1759 tsunamis with run-up heights up to 2.5 m in Tripoli [42, 1]. A tsunami was noted as far as the Nile delta [43].

Region 25: The Mediterranean coast of Egypt, especially Alexandria was hit by a number of tsunamis in the course of the history [37, 44], two of which have flooded the city with a lot of damages: on 21 July 365 AD and on 8 August 1303 Crete tsunami events.

Region 26: Event from 365 AD, an  $M = 7.7$  earthquake in Crete, produced a unique tsunami, that propagated through whole Mediterranean, causing damages in Libya, Egypt, Calabria and reached the coast of Spain [37].

Region 27: There were several moderate to strong earthquakes, generating tsunamis in this area: on 5 November 1633 near Zante (Ionian Sea), on 18 February 1723, on 19 January 1825, and on 22 April 1948 near Leukas (Ionian Sea) [1].

Region 28: A series of local tsunamis was observed on the coast of Albania: in the area of Valona in October 1851, on 2 and on 6 January 1866 in Himara and Narta respectively [3, 45, 46], in March 1866 in Valona [45] and in Saseno Island on 18 December 1920 [1].

Region 29: There was a tsunami triggered by earthquake on 15 April 1979 in Montenegro. The thrust fault is almost parallel to the Adriatic coast [47]. The wave height was 6 m [1].

Three tsunamigenic events at least affected whole eastern Mediterranean. The observed tsunamis have various origins: earthquakes, volcano eruptions, landslides, meteorological events or combination of them. A lot of the observed tsunamis have unclear origin or the different authors gave ambiguous information for the same event. Even relatively dense population of the Mediterranean coast there are many areas that are not investigated for the tsunami impacts, they were not mentioned in any historical document, even if these areas are close to tsunamigenic zones. Moreover there are many seismic zones with very long return period that can originate big landslides and tsunamis.

### 3. OVERVIEW OF TSUNAMIGENIC ZONES IN THE AREA OF THE EASTERN MEDITERRANEAN

Different tsunamigenic zones in the Mediterranean area were identified and classified by several studies [2, 3, 48]. Each area was classified according to geographic distribution, tsunamigenic potential, generation mechanisms, tsunami intensity and the frequency of the historical events. We define 27 zones by geographic distribution (Fig. 2).

Zone 1: The area is characterized by active faults, but it is possible also aseismic landslide and turbidities origin of observed tsunami. The numerical modeling of the historical events is not in good agreement with observations [18].

Zone 2: In the area are possible landslides, triggered by the inland ruptures along North Anatolian Fault.

Zone 3: The big inland earthquakes with large ruptures along North Anatolian fault most probably caused co-seismic landslides and turbidities, responsible for the tsunamis observed in the region [11].

Zone 4: The inland and offshore earthquakes along the fault segments in the area, together with landslides are most probable origin of the observed tsunamis.

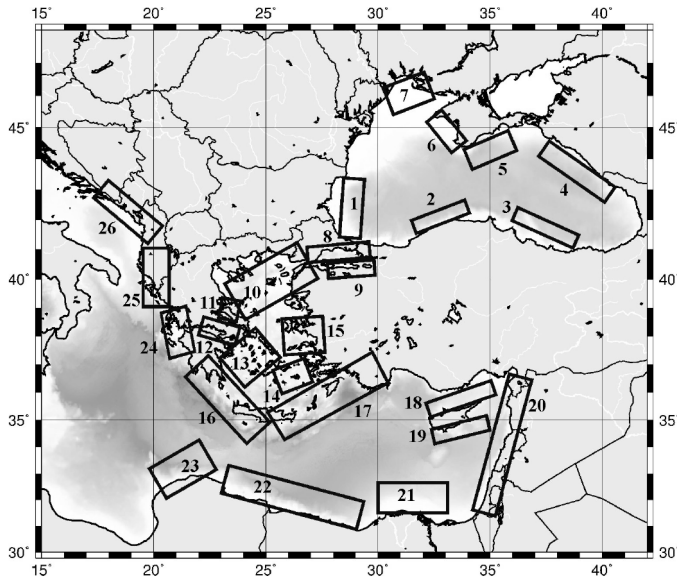
Zone 5: The observed earthquakes with  $M \sim 6.0$  together with landslide processes might cause the locally observed tsunami.

Zone 6: Similarly to zone 5, the combination between earthquakes and landslides can originate the observed and expected tsunamis.

Zone 7: The observed historical tsunamis were connected with activity of the Vrancea seismic zone, but the mechanism of the tsunami is unclear.

Zone 8: Tsunamis in this area are caused mainly by landslides, following the seismic activity along the branches of North Anatolian fault [49]. Numerical models are applied by Hébert et al. [50]. The model TWO-LAYER was used for Yenikapi, Tuzla and Armutlu Peninsula to obtain run-up estimates [32].

Zone 9: Similarly to zone 8, the observed tsunamis are connected with landslides, caused by the seismic activity along the faults in the region [32, 49].



**Fig. 2.** Tsunamigenic zones in the Eastern Mediterranean

Zone 10: The area is dominated by strike-slip faulting but there the tsunami activity in the region is almost absent [51].

Zone 11: Earthquakes, triggering landslides, caused very high local tsunamis in this zone. In the western part of the zone, extensive submergence of a coastal

strip, caused by moderate earthquake ( $M = 6.6$ ), was most probably the origin of the observed tsunami [35].

Zone 12: The area is characterized by relatively frequent, locally high tsunamis. The most of the observed tsunamis were generated by co-seismic or aseismic landslides. Well documented aseismic landslide occurrence in 1963 permitted to model the process. Numerical simulations tested two landslide models: rigid-body model [52] and an initial external dynamic action to the layered sediment structure [37]. Both models reproduced well-enough the observed run-up data.

Zone 13: There are not records of big tsunamis in the area, but this zone is very close to the west Hellenic Arc, Santorini area and some significant active fault systems.

Zone 14: Seismic and volcanic activities in the area often were accompanied by landslides inducing tsunamis [53]. Two of the largest tsunamis in Mediterranean were caused by Santorini and Columbo eruptions, although the mechanism of tsunami generation is still uncertain: circular caldera collapse or by massive pyroclastic flow.

Zone 15: Most probable mechanism for the observed tsunamis is related to seismic origins.

Zone 16: The earthquake rupture of west Hellenic Arc generated the biggest tsunami event in the whole Mediterranean. The impact on many coastal zones is modeled by different authors [54] but some more areas most probably were affected too, for example Argolic gulf or Libyan coast. There are some contradictory hypotheses about the earthquake mechanism.

Zone 17: Similarly to zone 16, a co-seismic tectonic displacement in relation with the rupture along the east Hellenic Arc caused big tsunami, with strong impact on the coasts of Aegean Islands, southwest Turkey, Cyprus, Asia Minor coast and Egypt. But tsunami mechanism is unidentified. There are several historical seismic tsunamis in the easternmost side of the Hellenic Arc, around the Rhodes Island, with unclear generation mechanisms [55].

Zone 18: The north coast of Cyprus is bounded by the trench zone that can originate landslides and relevant tsunamis [42].

Zone 19: Similarly to zone 18, the southeastern coast of Cyprus is surrounded by fault systems. The submarine landslides are not excluded as the reason for the tsunami generation.

Zone 20: The number of the observed locally strong tsunamis by the inland earthquakes along the strike-slip Levantine rift remains unexplained. The most plausible explanation is the co-seismic submarine landslides [56]. Probably some faults, connected with the Dead Sea Transform Fault, in the south part of the region caused landslides generating the observed tsunamis [57, 58].

Zone 21: This area was affected by big tsunamis caused by west and east Hellenic Arc and Cyprian Arc ruptures. UBO-TSUF code [59] was used for tsunami simulations for interaction with the irregular coast of Alexandria [60].

Zone 22: The small disturbances from the Hellenic Arc earthquakes can originate the submarine landslides with locally significant tsunamis.

Zone 23: Similarly to zone 22, this area can be affected by tsunami, caused by submarine landslides.

Zone 24: The dominant strike-slip faulting of the fault system in this area is not related to significant tsunami events in the region [51]. Massive avalanches from Mt. Etna can be responsible for some of the tsunamis observed in the region [61].

Zone 25: Tsunami hazards scenarios were made for this area. Analytical solutions were combined with bathymetric data and well known data for several events for evaluation of maximum amplitude reached by a hypothetical tsunami event [62]. The typical focal mechanisms are thrust and strike-slip.

Zone 26: The seismicity of the coastal region here is determined by the subduction of the Adriatic plate under the Dinarides [62]. The typical fault mechanisms are thrust or strike-slip. Analytical simulations for the tsunami models were used and synthetic mareograms were made for realistic oceanic models [63].

The expected effects of a tsunamigenic event strongly depend of the cause of the tsunami: tectonic, landslide or volcanic origin. The repeatability of tsunamis is also determined by their origins. The distribution of high run-ups and the extent of the inundated coast are very different in the case of the occurrence of a localized landslide, a gigantic collapse, or a displacement of the sea bottom [64]. Moreover, for most of the historical tsunamis in the Mediterranean area, the definition of the actual source is still a matter of debate [3].

#### 4. OVERVIEW OF TSUNAMI MODELING METHODS

Modeling of tsunami contributed to understanding the nature of such complex process that might have significant impact on the coastal areas in the Mediterranean. Numerical models are powerful tool for tsunami research since they can be used to reconstruct modern and historical events. The simulations can help to produce forecasts of tsunami impact and inundation in systems of early warning. Although there is no case of devastating tsunami in Europe in the past 100 years, the potential hazard in EM is high. There are several projects that estimated the tsunami hazard for a number of densely-populated cities (for example ASTARTE: Assessment, STrategy And Risk Reduction for Tsunamis in Europe). The evaluation of the tsunami hazard depends strongly of the capability of tsunami modeling method: its flexibilities, the simplifications assumed, required computing resources, successful modeling of observed events.

There are a number of methods for tsunami modeling. Most of them are based on the numerical modeling of shallow-water equations, but there are also analytical methods with possibility to model the tsunami generation from inland, near coastal earthquakes.

One of the most successful numerical codes for tsunami propagation and inundation modeling is UBO-TSUFD, developed by the Tsunami Research Team of the University of Bologna, Italy. The code resolves the non-linear shallow water (NSW) theory which is an estimation of the equations of Navier-Stokes. UBO-TSUFD is developed in a Cartesian frame and by mean of an explicit leapfrog (LF) finite-difference method on a staggered grid. The method considered moving boundaries to calculate the ocean inundation and withdrawal at the coast. The NSW equations hold under the assumptions of pressure hydrostaticity and of fluid incompressibility, so the vertical component of fluid particles acceleration is negligible compared to the gravity acceleration and the horizontal components of the velocities are constant along the water column [59]. The problem is reduced from three to two dimensions in space and one dimension in time. The Coriolis force is neglected that is applicable for seas as Mediterranean. The bottom friction is taken into account. The NSW equations in Cartesian frame are:

$$u_t + uu_x + vv_y + g\eta_x + f_x = 0, \quad (1)$$

$$v_t + uv_x + vv_y + g\eta_y + f_y = 0, \quad (2)$$

$$\eta_t + (u(h+\eta))_x + (v(h+\eta))_y = 0, \quad (3)$$

where  $u$  and  $v$  are the depth-averaged velocity components, respectively, for the horizontal coordinates  $x$  and  $y$ ,  $g$  is the gravity acceleration,  $\eta$  is the water surface elevation measured from the still sea surface,  $h$  is the undisturbed water depth,  $f_x$  and  $f_y$  are the  $x$  and  $y$  components of the bottom friction (Fig. 3). The discharge fluxes  $M$  and  $N$  are related to the velocities  $u$  and  $v$  by the formulas:

$$M = u(h+\eta) = uD, \quad (4)$$

$$N = v(h+\eta) = vD, \quad (5)$$

where  $D = h + \eta$  is the total water column. Eqs. (1)–(3) can be improved as

$$\frac{\partial M}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial x} \left( \frac{M^2}{D} \right) + \frac{\partial}{\partial y} \left( \frac{MN}{D} \right) + gD \frac{\partial \eta}{\partial x} + f_x = 0, \quad (6)$$

$$\frac{\partial N}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial x} \left( \frac{MN}{D} \right) + \frac{\partial}{\partial y} \left( \frac{N^2}{D} \right) + gD \frac{\partial \eta}{\partial y} + f_y = 0, \quad (7)$$

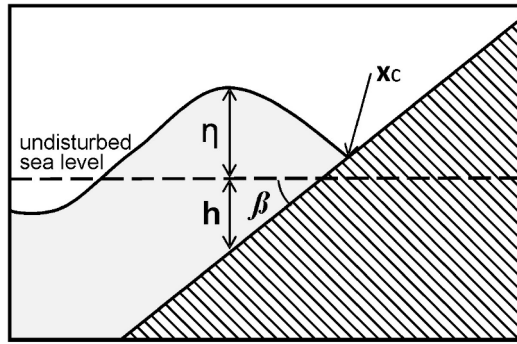
$$\frac{\partial \eta}{\partial t} + \frac{\partial M}{\partial x} + \frac{\partial N}{\partial y} = 0. \quad (8)$$

The bottom friction components  $f_x$  and  $f_y$  are normally submitted by the fluxes  $M$ ,  $N$  and Manning's roughness coefficient  $n$ :

$$f_x = \frac{gn^2}{D^{7/3}} M \sqrt{(M^2 + N^2)}, \quad (9)$$

$$f_y = \frac{gn^2}{D^{7/3}} N \sqrt{(M^2 + N^2)}. \quad (10)$$

Elevation  $\eta$  is calculated in the centre of every cell of the grid, while fluxes  $M$  and  $N$  are shifted by a half spatial step along their respective directions. The boundary conditions are applied for the fluxes in the nodes that are placed (right and upper sides of the boundary mesh) thus the geometric asymmetry of the computational grid is obtained.



**Fig. 3.** Schematic representation of tsunami

The code UBO-TSUFDF was validated for different cases and reproduced quite well the theoretical and experimental data [65–67].

MOST (The Method Of Splitting Tsunami) is numerical technique that was created as part of the Early Detection and Forecast of Tsunami (EDFT) project [68]. This method modeled tsunami generation, its propagation and its run-up onto the shoreline. The generation of tsunami is based on the elastic deformation theory. The MOST propagation model uses a numerical dispersion scheme and the NSW wave equations in spherical coordinates, with Coriolis terms [69]. The MOST inundation calculations are sufficiently accurate where adequate bathymetric and topographic data are available. The run-up distribution is useful to develop hazard mitigation tools and guidance products such as inundation maps.

COMCOT (Cornell Multi-grid Coupled Tsunami Model) technique is another numerical model that allows both simulation and visualization of the whole process, from tsunami generation and propagation to run-up/run-down in coastal regions [70]. COMCOT adopts the leap-frog time-differencing scheme to solve NSW equations in spherical coordinates and Cartesian coordinates on staggered grids [71]. The evaluation of free surface elevation and volume flux are staggered



in both time and space. The moving boundary scheme is applied to model the run-up and run-down.

An advanced method for modeling of tsunami generation, propagation and coastal inundation is 2-DH model [72]. This method is applied to simulate representative earthquake-induced tsunami scenarios in the Eastern Mediterranean. The non-linear wave transformation in the swash zone was calculated by non-linear breaking wave model based on the higher-order Boussinesq equations for breaking and non-breaking waves [73]. The numerical solution is based on the accurate higher-order numerical scheme of Wei and Kirby [74], who proposed a fourth order predictor-corrector scheme for time stepping, discretizing the first-order spatial derivatives to fourth-order accuracy. The shoreline in the model can be considered either as a solid boundary (fully or partially reflecting) or as a boundary allowing sea mass inland penetration and inundation [72].

Analytical modeling is another useful tool to solve the problem with the tsunami generation. The first approach is based on the modal theory that gives a solution corresponding to the exact boundary conditions [75]. It can be extended to models with slightly varying thickness of the water layer and it is valid only for sources located under the ocean. The equations of motion are solved for a multi-layered model structure, according to Haskell [76], so the set of equations is converted into a matrix problem. The modal method allows to compute synthetic signals for both laterally homogeneous (1D) and laterally heterogeneous (2D) structures [62].

The Green's function technique approach is used for sources placed near the coastline and even inland (proposed by Kajiura [77] and developed by Yanovskaya et al. [78]). The solution for the Green's function in the liquid layer is performed by an integral form with the approximation adopted asymptotic representation of the integral solution by Hankel's functions, which allows the computation only for the far-field case [62].

A technique, developed by Annunziato [79] is used in Joint Research Center for global modeling and early warning announcements. It tests in real time all the events occurring in the world, calculates the expected tsunami wave height and identifies the locations where the wave height reaches dangerous level.

Numerical modeling represents relatively well the process of tsunami generation, propagation and inundation. The main problems are connected with realistic modeling of the rupture processes of big seismic events, the irregularity of landslides and inland conditions – forests, buildings and other particularities that modified ground relief. In some cases should be considered several near contemporaneous sources as earthquake and landslide or volcano eruption and landslide in order to obtain the observed inundation amplitudes. The problem of combined action of earthquake rupturing, together with the underwater sediments sliding (turbidities) is still not solved satisfactory. The high resolution bathymetry is another problem influencing the solution, especially in case of the existence of

strong refractors. The high sensitive refraction models are usually inadequate due to the existing low bathymetry resolution maps.

## 5. CONCLUSIONS

Tsunami is complex, non-linear phenomenon and only prevention of it is to understand well their impact on the populated coasts. The observed tsunami events in eastern Mediterranean are summarized in 29 zones. The most destructive events are observed around the island of Crete – the earthquakes caused tsunamis affecting whole Mediterranean. Many of the moderate seismic events ( $M < 7.0$ ) in combination with landslides originated significant local inundations. There are several documented cases when the coast inundation is caused by meteorological processes. A number of observed tsunamis are with unknown origin.

We define 26 tsunamigenic areas in eastern Mediterranean that are identified with existing active or long-time non active faults, volcanic zones and landslide areas. The most of these areas are studied more or less successfully by different tsunami-modeling techniques. We identify several zones, potentially tsunamigenic that are still not modeled or modeled by general initial parameters.

There are a number of tsunami modeling techniques, most of them numerical and based on shallow-water theory. One of the most used methods in the Mediterranean is UBO-TSUF<sub>D</sub> – well balanced between computing resources needed and some simplifications that is able to model tsunami by earthquakes or landslides. Analytical methods for tsunami modeling are able to model tsunami using Green's function of inland earthquakes.

Tsunamis in Eastern Mediterranean are not that big and destructive as transoceanic tsunamis and they are not so frequently as in the area of Pacific Ocean, but the tsunami risk for some areas is rather high and should be studied in details.

**Acknowledgements.** The authors thank Prof. Stefano Tinti, Dr. Alberto Armigliato for suggestions and possibility to work with UBO-TSUF<sub>D</sub>. The authors thank Prof. Boyko Rangelov for constructive comments that have been improved this paper.

## REFERENCES

- [1] Maramai, A., B. Brizuela, L. Graziani. *Annals of Geophysics*, 2014, **57**, 4, S0435.
- [2] Papadopoulos, G. A., A. Fokaefs. *ISET Journal of Earthquake Technology*, 2005, **463**, 42, 4.
- [3] Papadopoulos, G. A., et al. *Marine Geology*, 2014, **354**.
- [4] Papadopoulos, G. A., F. Imamura. In: *Intern. Tsunami Symposium Proceed.*, 2001, **5**, 5.
- [5] Brouchev, I., G. Frangov, N. Dobrev, P. Ivanov, D. Evstatiev, A. Bozhinova, D. Karastanev, K. Todorov, R. Angelova, B. Ranguelov, J. Karagyuleva, P. Petrov, G. Alexiev, Ch. Mladenov, B. Manchev, D. Boykov, P. Mechkarski. Geological Hazard in Bulgaria (explanatory text), BAS, Sofia, 1994 (in Bulgarian).
- [6] Brouchev, I., G. Frangov, N. Dobrev, P. Ivanov, D. Evstatiev, A. Bozhinova, D. Karastanev, K. Todorov, R. Angelova, B. Ranguelov, J. Karagyuleva, P. Petrov, G. Alexiev, Ch. Mladenov, B. Manchev, D. Boykov, P. Mechkarski. Map of the Geological Hazard in Bulgaria. Scale 1:500,000, BAS, 1994, Sofia.
- [7] Ranguelov, B., E. Spassov, N. Dotzev. *Bulgarian Geophysical J.*, 1985, **XI**, 1 (in Bulgarian).
- [8] Guidoboni, E., A. Comastri, G. Traina. *Catalogue of Ancient Earthquakes in the Mediterranean Area up to the 10<sup>th</sup> Century*, 1994, **1**, SGA.
- [9] Pelinovsky, E. *Physics and Chemistry of the Earth*, 1999, **24**, 2.
- [10] Yalciner, A., E. Pelinovsky, T. Talipova, A. Kurkin, A. Kozelkov, A. Zaitsev. *Journal of Geophysical Research*, 2004, **109**, C12023.
- [11] Papadopoulos, G. A., G. Diakogianni, A. Fokaefs, B. Ranguelov. *Natural Hazards and Earth System Sciences*, 2011, **11**, 945.
- [12] Nikonov, A.A. *Izvestiya Physics of the Solid Earth*, 1997, **33.1**, 77.
- [13] Ranguelov, B. Natural Hazards – nonlinearities and assessment, BAS, 2011, Sofia.
- [14] Ranguelov, B. In: *NATO Science Series*, 2003, **21**, 237.
- [15] Ranguelov, B., E. Mircheva, I. Lazarenko, R. Encheva. In: *Geoarchaeology and Archaeomineralogy: Proceed. of the Int. Conference, 29-30 October 2008*, Sofia, 2008, 347.
- [16] Ranguelov, B., D. Gospodinov. *Bulgarian Geophysical Journal*, 1994, **XX**, 2 (in Bulgarian).
- [17] Ranguelov, B., S. Tinti, G. Pagnoni, R. Tonini, F. Zaniboni, A. Armigliato. *Geophysical Research Letters*, 2008, **35**, L18613.
- [18] Vilibić, I., J. Šepić, B. Ranguelov, N. S. Mahović, S. Tinti. *J. of Geoph. Res.*, 2010, **115**, C07006.
- [19] Proudman, J. *Geophysical Journal International*, 1929, **2**, s4.
- [20] Ranguelov, B. The angry Earth – Natural hazards, BAS, 2012, Sofia (in Bulgarian).
- [21] Altinok, Y., S. Ersoy. *Natural Hazards*, 2000, **21**, 185.
- [22] Ranguelov, B. In: *Abs. Book of the First Congress of the Balkan Geoph. Soc.*, 1996, 23.
- [23] Wedding, H. *Maden Tetkik ve Arama Dergisi*, 1968, **71**, 135 (in Turkish).
- [24] Kuran, U., A. C. Yalciner. In: *Tsunamis in the World*, 1993, **1**, 159.
- [25] Ranguelov, B., E. Spassov, N. Dotzev. *Bulgarian Geophys. J.*, 1987, **XIII**, 1 (in Bulgarian).

- [26] Dotsenko, S. F., A. V. Konovalov. In: *Physical Oceanography*, 1996, **7**, 6, 389.
- [27] Altinok, Y., S. Ersoy, A. C. Yalciner, B. Alpar, U. Kuran. In: *International Tsunami Symposium Proceedings*, 2001, **4**, 4.
- [28] Ambraseys, N. N. *Journal of Seismology*, 2002, **6**, 571.
- [29] Altinok, Y., B. Alpar, C. Yaltirak. *Journal of Seismology*, 2003, **7**, 329.
- [30] Altinok, Y., B. Alpar, N. Özer, H. Aykurt. *Nat. Hazards and Earth Sys. Sci.*, 2011, **11**, 273.
- [31] Altinok, Y., S. Tinti, B. Alpar, A. C. Yalciner, S. Ersoy, E. Bortolucci, A. Armigliato. *Natural Hazards*, 2001, **24**, 133.
- [32] Yalciner, A. C., B. Alpar, Y. Altinok, İ. Özbay, F. Imamura. *Marine Geology*, 2002, **190**, 445.
- [33] Pavlides, S. B., M. D. Tranos. *Journal of Structural Geology*, 1991, **13**, 2.
- [34] Papaioannou, I., G. A. Papadopoulos, S. B. Pavlides. *Bulletin of the Greek Geological Society*, 2004, **36**, 3 (in Greek).
- [35] Papadopoulos, G. A. *Natural Hazards*, 2003, **29**, 437.
- [36] Soloviev, S. L., O. N. Solovieva, C. N. Go, K. S. Kim, N. A. Shchetnikov. *Tsunamis in the Mediterranean Sea – 2000 B.C.–2000 A.D.*, Kluwer Academic Publishers, 2000.
- [37] Papadopoulos, G. A., E. Daskalaki, A. Fokaefs, N. Giraleas. *Natural Hazards and Earth System Sciences*, 2007, **7**, 57.
- [38] Papadopoulos, G. A., A. Vassiloupoulou. In: *Tsunami Research at the end of a critical decade*, 2001, **18**, 119.
- [39] Guidoboni, E., A. Comastri. *Journal of Seismology*, 1997, **1**, 55.
- [40] Yolsal, S., T. Taymaz. *Turkish Journal of Earth Sciences*, 2010, **19**, 313.
- [41] Papadopoulos, G. A., E. Daskalaki, A. Fokaefs, N. Giraleas. *J. of Earthquake and Tsunami*, 2010, **4**, 145.
- [42] Fokaefs, A., G. A. Papadopoulos. *Natural Hazards*, 2007, **40**, 503.
- [43] Ambraseys, N. N., M. Barazangi. *J. of Geophysical Research: Solid Earth*, 1989, **94**, 4007.
- [44] Salamon, A., Th. Rockwell, S. N. Ward, E. Guidoboni, A. Comastri. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 2007, **97**, 3.
- [45] Ambraseys, N. N. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 1962, **52**, 4.
- [46] Kárník, V. In: *Seismicity of the European Area*, 1971, 123.
- [47] Boore, D. M., J. D. Sims, H. Kanamori, S. Harding. *Physics of the Earth and Planetary Interiors*, 1981, **27**, 2.
- [48] Papadopoulos, G. A., B. J. Chalkis. *Marine Geology*, 1984, **56**, 1.
- [49] Yalciner, A.C., B. Aytore, C. Cankaya, H.G. Guler, L. Suzen, A. Zaytsev, T. Arikawa, T. Takashi. *AGU Fall Meeting Abstracts*, 2014, 1.
- [50] Hébert, H., F. Schindelé, Y. Altinok, B. Alpar, C. Gazioglu. *Marine Geology*, 2005, **215**, 23.
- [51] Papadopoulos, G.A. In: *The Physical Geography of the Mediterranean*, Oxford University Press, 2009.
- [52] Koutitas, C. G., G. A. Papadopoulos. In: *International Conference on Tsunamis*, Paris, 1998.
- [53] Dominey-Howes, D. *Journal of Volcanology and Geothermal Research*, 2004, **130**, 1.
- [54] Tonini, R. A. Armigliato, G. Pagnoni, F. Zaniboni, and S. Tinti. *Natural Hazards and Earth System Sciences*, 2011, **11**, 1217.

- [55] Papadopoulos, G.A., K. Minoura, F. Imamura, U. Kuran, A. Yalçiner, A. Fokaefs, T. Takahashi. *Geophysics*, 2012, **2**, 2.
- [56] Guidoboni, E., A. Comastri. *Catalogue of Earthquakes and Tsunamis in the Mediterranean Area from the 11th to the 15th Century*, INGV, Rome, 2005.
- [57] Nemer, T., F. Gomez, S. Al Haddad, C. Tabet. *Geophysical Journal International*, 2008, **175**, 1023.
- [58] Marco, S., Th. K. Rockwell, A. Heimann, U. Frieslander, A. Agnon. *Earth and Planetary Science Letters*, 2005, **234**, 1.
- [59] Tinti, S., R. Tonini. *Natural Hazards and Earth System Sciences*, 2013, **13**, 1759.
- [60] Pagnoni, G., A. Armigliato, S. Tinti. *Natural Hazards and Earth System Sciences Discussions*, 2015, **3**, 8, 5085.
- [61] Pareschi, M. T., E. Boschi, F. Mazzarini, M. Favalli. *Geophys. Res. Lett.*, 2006, **33**, L13302.
- [62] Paulatto, M., T. Pinat, F. Romanelli. *Natural Hazards and Earth System Sci.*, 2007, **7**, 309.
- [63] Panza, G.F., F. Romanelli, T. Yanovskaya. *Geophysical Journal International*, 2000, **141**, 498.
- [64] Okal, E., C. Synolakis. *Geophysical Journal International*, 2004, **158**, 899.
- [65] Synolakis, C. E., E. N. Bernard, V. V. Titov, U. Kanoglu, F. I. González. *Pure and Applied Geophysics*, 2008, **165**, 2197.
- [66] Tinti, S., A. Armigliato, E. Bortolucci. *Journal of Geophysics*, 2001, **5**, 41.
- [67] Goto, C., Y. Ogawa, N. Shuto, F. Imamura. IUGG/IOC time project, Paris, UNESCO, 1997.
- [68] Titov, V.V., F. I. González. Implementation and testing of the method of splitting tsunami (most) model, Seattle, 1997.
- [69] Murty, T. S. *Canadian Bulletin of Fisheries and Aquatic Sciences*, 1984, **212**, 897.
- [70] Liu, Ph. L.-F., S.-B. Woo, Y.-S. Cho. *Computer Program for Tsunami Propagation and Inundation*, Ithaca, 1998.
- [71] Huang, Z., T.-R. Wu, S. K. Tan, K. Megawati, F. Shaw, X. Liu, T. Chien. *Journal of Asian Earth Science*, 2009, **36**, 1.
- [72] Samaras, A. G., Th. V. Karambas, R. Archetti. *Ocean Science*, 2015, **11**, 1.
- [73] Karambas, Th. V., A. G. Samaras. *Ocean Engineering*, 2014, **92**, 129.
- [74] Wei, G., J. Kirby. *J. Waterway, Port, Coastal, Ocean Eng.*, 1995, **121**, 5, 251.
- [75] Panza, G. F., F. Romanelli, F. Vaccari. *Geophysical Journal International*, 2000, **143**, 2.
- [76] Haskell, N. A. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 1953, **43**, 1.
- [77] Kajiura, K. *Bulletin of the Earthquake Research Institute*, 1963, **41**, 535.
- [78] Yanovskaya, T.B., F. Romanelli, G. F. Panza. *Nat. Hazards and Earth Sys. Sci.*, 2003, **3**, 353.
- [79] Annunziato, A. *Science of Tsunami Hazards*, 2007, **26**, 2, 70.

## ОСОБЕНОСТИ НА МИКРОСТРУКТУРАТА НА Cr-Ni СТОМАНА СЛЕД ИЗОТЕРМИЧНО ЗАКАЛЯВАНЕ

ТАТЯНА АВДЖИЕВА

*Катедра „Ядрена техника и ядрена енергетика”*

*Татяна Авджиева. ОСОБЕНОСТИ НА МИКРОСТРУКТУРАТА НА Cr-Ni СТОМАНА СЛЕД ИЗОТЕРМИЧНО ЗАКАЛЯВАНЕ*

Тази разработка е част от изследването на микроструктурата и механичните свойства на Cr-Ni стомани след различни термични обработки [1–4]. Необходимостта да се намаляват до минимум аварията и загубите, причинявани от възникнали в работните конструкции пукнатини, са причина да се изучават явленията, свързани с разрушаването на сложни инженерни съоръжения, като ядрени, топло- и водноелектрически централи, газои нефтотръбопроводи и др. За получаване на материали с висока пукнатиноустойчивост е необходимо разработването на технологии за термично обработване на стомани с ниско въглеродно съдържание и наличие на различни легиращи елементи, които материали впоследствие да са с висока якост, пластичност, висока твърдост и заваряемост. Обект на настоящото изследване е влиянието на микроструктурата на хром-манган-силициева стомана върху пукнатиноустойчивостта на материала. Изследвани са различни структурни морфологии, получени в резултат на охлаждане от аустенитна температура с различни скорости или след изотермично закаляване. Проведени са изпитания на триточково ударно огъване и е определена якостта и твърдостта на материала. Установено е, че микроструктурата, състояща се от бейнит и малко количество остатъчен аустенит, е с най-висока пукнатиноустойчивост. За пробните тела с мартензитна структура не се наблюдава съответствие между промяната на твърдостта и пукнатиноустойчивостта.

---

*За контакти:* Татяна Авджиева, Катедра „Ядрена техника и ядрена енергетика“, Физически факултет, Софийски университет „Св. Климент Охридски“, бул. „Дж. Баучер“ 5, 1164 София, тел.: +359 2 8161 725, E-mail: [tavdjieva@phys.uni-sofia.bg](mailto:tavdjieva@phys.uni-sofia.bg)

This work is a part of research on the microstructure and mechanical properties of Cr-Ni steels after various thermal treatments [1-4]. The need to minimize the damage and losses caused by construction work occurred in cracks cause to study phenomena related to the demolition of complex engineering facilities, such as nuclear, thermal and hydro power plants, gas and oil pipe lines. To obtain materials with high Crack resistant it is necessary to develop technologies for heat treatment of steels of different carbon contents and the presence of other alloying elements, which subsequently are materials with high strength, ductility, weldability and high hardness. Object of the present study is the impact of the microstructure of chromium-manganese-silicon steel on Crack resistant material. Were investigated various structural morphologies resulting from cooling from the austenitic temperature with different speeds or after isothermal annealing. Tests have a three-point bending and shock is determined strength and hardness of the material. It was found that the mixed microstructure consisting of bainite and retained austenite are with highest Crack resistant. For the samples with martensitic structure, there was no correlation between the change in hardness and Crack resistant.

*Keywords:* metallic alloys; bainitic steel; impact toughness; fractography, scanning electron microscopy

*PACS number:* 61.72.Ff

## 1. ВЪВЕДЕНИЕ

Нерядко в тежко натоварените конструкции и изделия по време на експлоатация възникват и се развиват дефекти. Стоманите, използвани за изработване на отговорни детайли и съоръжения, в частност дори и корпусите на ядрените реактори, тръбопроводи и тръбопроводни елементи, трябва да отговарят на редица изисквания, като висока якост, пластичност, пукнатиноустойчивост и съпротивление на динамични натоварвания. В последните години за изработването на такива изделия все повече се използват ниско въглеродни Cr-Ni стомани, които се експлоатират в условия на повишени температури, циклични и ударни натоварвания, поради което познаването на пукнатиноустойчивостта им е от съществено значение. Надеждността на материала и неговото съпротивление срещу развитие на пукнатини и дефекти зависят основно от структурата на метала.

Дълго време се е считало, че нисковъглеродните стомани въобще не се закаляват и съответно не се образуват структури с висока якост. В последните години все повече се утвърждава мнението, че именно поради ниското въглеродно съдържание стоманите са с много добра заваряемост, при термична обработка почти не се обезвъглеродяват, малка е способността им да се деформират и да се образуват пукнатинки и дефекти в тях, като при специфични обработки са с висока якост и пластичност. Някои автори [5–7] считат, че пакетният мартензит (лентообразен мартензит) в нисковъглеродните стомани

(въглерод 0,3–0,4 %) е структурата, която в най-голяма степен е отговорна за получаването на висока пукнатинуустойчивост на материала. Други [8–11] смятат, че наличието на бейнит в структурата на стоманата е в основата на високото съпротивление срещу развитие на статична, динамична и циклична пукнатина. Единодушно е мнението, че наличието на иглест ферит довежда до намалена пукнатинуустойчивост, особено в структурата горен бейнит това е причина за по-малката якост на нисковъглеродната стомана.

Някои от тях считат, че една от възможностите за получаване на материал с високо съпротивление срещу развитието на пукнатини е да се получава структура с достатъчно количество на остатъчен аустенит в нея [5, 8], който притежава определена пластичност. Съществуват обаче различия за необходимото количество на остатъчния аустенит, което да влияе върху пукнатинуустойчивостта на материала. За някои 30–35% об. в бейнитни материали [8] са оптимални за висока пукнатинуустойчивост, други смятат, че количеството му трябва да е по-малко.

Нерядко е откривано наличието на бейнитна структура със сложен състав – ферит, остатъчен аустенит, карбиди, понякога с мартензитни участъци – в стомани с висока якост. Но каква е реалната причина за висока якост и пукнатинуустойчивост в стоманите, все още не е напълно изяснено, особено в стоманите с различен състав, където получаваните експериментални резултати често са нееднозначни.

Всичко това показва необходимостта от създаване на структури, които трябва да са едновременно с високи якостни и пластични свойства, осигуряващи максимално съпротивление (максимално поглъщане на енергия от пукнатината при нейното развитие в материала). В такъв случай вероятността за крехко разрушаване би била по-малка, а следователно тежко натоварените при експлоатация детайли и изделия биха били с по-голям ресурс и с минимална възможност за дефектиране и разрушаване.

Поради изброените факти е изведена и целта на настоящото изследване – да се анализират и сравнят структурите и свойствата на пробни тела от една и съща стомана (стандартна стомана 30ХГСА, която е с изключително приложение в практиката) след различни режими на термична обработка: аустенизация при температури 880 °С, след което следва изотермично закаляване в температурния диапазон 325–394 °С. За сравнение са проведени закаляване и закаляване с последващо отвърщане.

## 2. ИЗСЛЕДВАН МАТЕРИАЛ

На изследване са подлагани пробни тела от нисковъглеродна стомана с химичен състав, посочен в табл. 1.

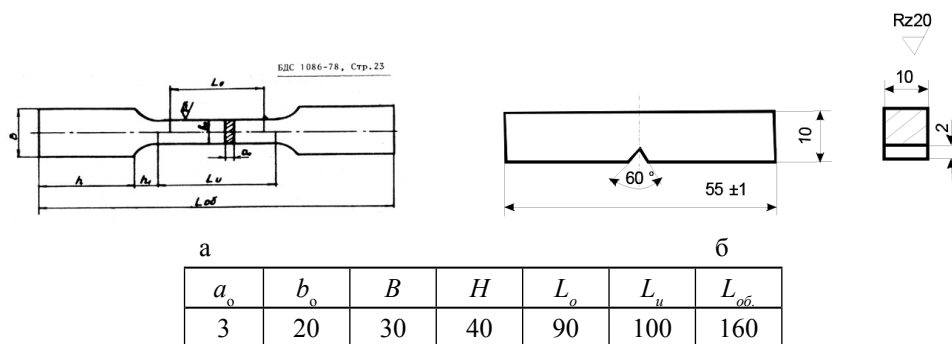


**Таблица 1.** Химичен състав на използвания материал (wt. %)

Елемент	C	Si	Mn	Cr	Ni	Al	Cu	P	S
% мас.	0,33	1,29	1,1	1,06	0,04	0,05	0,09	0,017	0,018

Обемен материал от стомана 30ХГСА първоначално е изкован до квадратен профил с размери 12×12 mm до достигане на приблизително 18% деформационна текстура. След това профилът е подлаган на рекристализационно отгряване за премахване на текстурата. За извършване на металографски анализ и механични изпитвания от квадрата са отрязани пробни тела (фиг. 1), които впоследствие са подлагани на различни термични обработки.

За изходна структура е приета тази, която е получена след рекристализационно отгряване при 1200 °С, задържане 30 минути и охлаждане с пещта. Рекристализационното отгряване е извършвано, за да се отстрани деформационната текстура, образувана в резултат на приложената предварителна пластична деформация.



**Фиг. 1.** Пробни тела за определяне на якостта на опън (а) и якостта на удар (б)

Металографският анализ е направен върху предварително подготвени шлифове след проявяване с 3% азотна киселина съгласно стандарти E3-95 Preparation of Metallographic Specimens, E407-93 Micro etching Metals and Alloys. Анализите са извършени на електронен микроскоп SEM (Czech Focused ion beam equipped SEM Lyra, Tescan with Quantax EDS detector - Bruker) при различни увеличения. Определяна е твърдостта на материала чрез метода на Rockwell по стандартна методика. Якостта на удар (по-точно енергията за разпространяване на пукнатината, т.е. пукнатиноустойчивостта на материала) е измервана при стайна температура на всички пробни тела (10×10×55 с V-образен надрез) след всяка термична обработка. В основата на всеки концентратор на напрежение (надрез) с помощта на специален уред е

нанесена уморна пукнатина с 1 mm дълбочина. Това е необходимо, за да може при изпитването на триточково огъване да се определя енергията за разпространение на пукнатината, а не общата енергия за разрушаване.

Якостните характеристики са получени чрез стандартни пробни тела на 50-тонна машина за изпитване.

### 3. РЕЖИМИ НА ТЕРМИЧНА ОБРАБОТКА

Всички термични обработки на материала започват с аустенизация при 880 °C за 30 min. Аустенизацията се извършва в електропещ, от която пробните тела се прехвърлят бързо в солна вана от нитрати ( $KNO_3/NaNO_3$ , 1:1) за изотермично закаляване, като следва охлаждане в масло. Изборът на температурата на аустенизация за легирани стомани, съдържащи едновременно карбидообразуващи елементи (манган, хром) и некарбидообразуващи като силиций, се прави с отчитане на влиянието на температурата на нагряване върху структурните промени, тъй като легиращите елементи – хром, волфрам, ванадий (като микролегиращ елемент), влияят по различен начин върху нарастването на аустенитното зърно. Това е така поради особеностите на формиране на аустенитните кристали в легирана стомана с изходна ферито-перлитна струкура, съдържаща елементи, разтворени във ферита и образуващи карбиди.

Температурите на обработка са избрани с отчитане на температурата на мартензитно превръщане, отчетена от литературен източник [13],  $M_n = 320-340$  °C. За уточняване експериментално е определена  $M_n = 366$  °C. Поради това са избрани температури, които да обхванат температурните интервали, съответстващи на мартензитното и на бейнитното превръщане (табл. 2).

**Таблица 2.** Режимы на термична обработка

$T_{\text{austeniz}}$ [°C]	$T_{\text{austemp}}$ [°C]	$\tau$ [min]
880, 15 min	325, 335, 345	30
	355, 366, 384, 394	25

## 4. ПОЛУЧЕНИ РЕЗУЛТАТИ

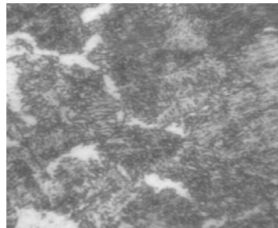
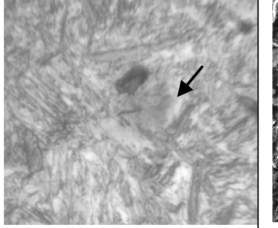
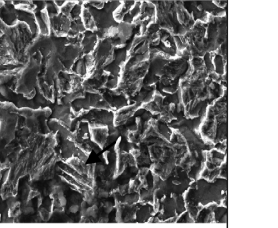
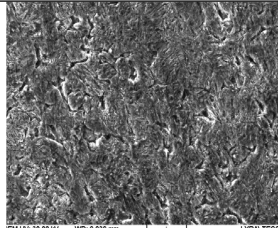
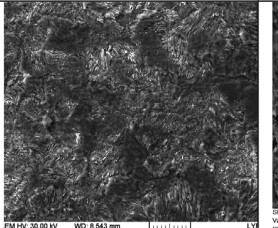
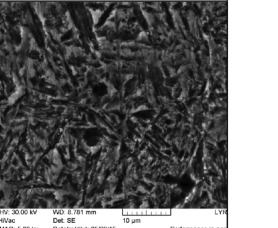
### 4. 1. МИКРОСТРУКТУРА

В табл. 3 са показани микроструктурите на стоманата след различни режими на термична обработка. Структурата след отгряване (табл. 3а) е фери-

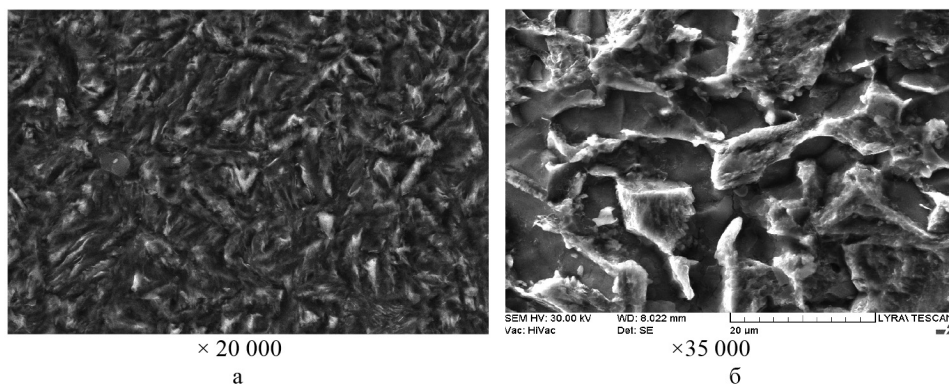
то(светлите петна)-перлитна(тъмните петна) с преобладаващо количество на перлита. Наблюдават се отделени цементитни кристали по бившите граници на аустенитните зърна. Перлитът е със зърнеста форма.

Структурата след закаляване (табл. 3б) е мартензитна, състояща се от игли, разположени под ъгъл една спрямо друга. Иглите пресичат изцяло бившето аустенитно зърно. Между иглите е разположена дребнозърнеста структура, за която може да се предполага, че е долен бейнит (фиг. 2а). Може да се види лещовидна мартензитна игла, разположена в плоскост, посочена със стрелка на снимката. По границите на някои игли се забелязват отделени карбиди.

**Таблица 3.** Микроструктури след различна термична обработка

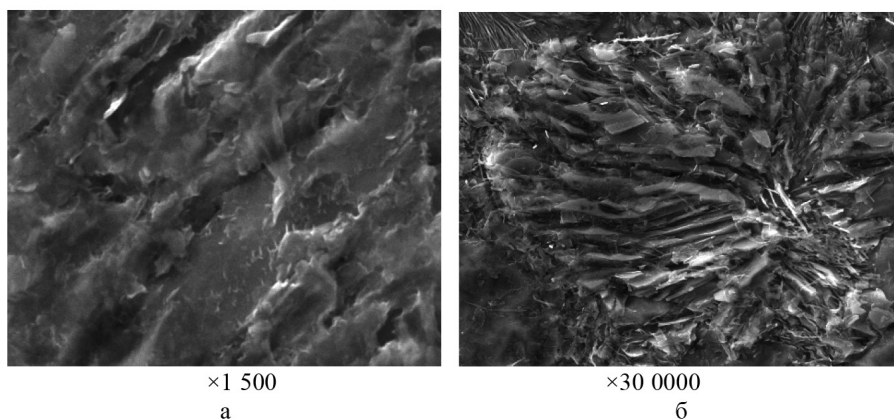
Обработка	а) Рекристализационно отпряване, 1200 °С, 30 min, охлаждане с пещта	б) Закаляване 880°С, 30 min, масло	в) Отвърщане след закаляване, 350 °С, 60 min, масло
Микроструктура	 ×300	 ×200	 ×1500
Обработка	г) изотермично закаляване 335 °С	д) изотермично закаляване 345 °С	е) изотермично закаляване 355 °С
Микроструктура	 ×1500	 ×1500	 ×1500

Структурата след закаляване и отвърщане (табл. 3в) е ферито-трооститна. Отделните области се разполагат в рамките на бившето аустенитно зърно. Наблюдава се изключително обособена структура (фиг. 2б) – резки граници между отделните фазови елементи – феритни тъмни зони и релефни трооститни зърна. Забелязва се наличие на отделни бейнитни формирания (посочена такава област със стрелка).



**Фиг. 2.** Електронномикроскопска снимка на структурата:  
а) след закаляване; б) след закаляване и отвърщане

След изотермично закаляване при 335 °С структурата отново се състои от мартензит и бейнит, но се забелязва и остатъчен аустенит (табл. 3г). Наблюдават се отделни бейнитни, малки по размер клъстери, разположени под различен ъгъл в рамките на бившето аустенитно зърно. Между отделните клъстери и между пластините от бейнитен ферит и остатъчен аустенит има дребни отделени карбиди (цементит) с малки размери (фиг. 3а).



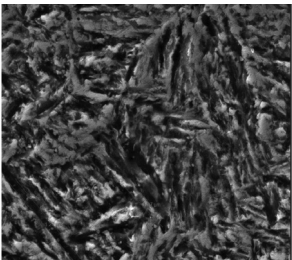
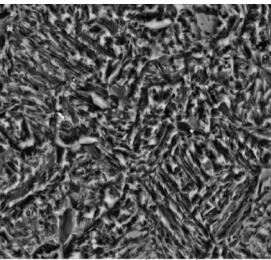
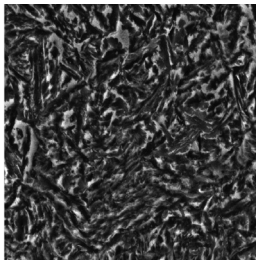
**Фиг. 3.** Електронно микроскопска снимка на структурата:  
а) след изотермично закаляване при 335 °С;  
б) след изотермично закаляване при 345 °С

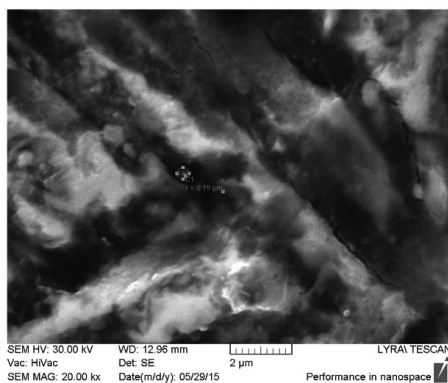
В табл. 3е на снимката отново се наблюдават клъстери от мартензит, бейнитни феритни пластини, разположени в рамките на бившето аустенитно зърно – структура, получена след изотермично закаляване при 345 °С. Клъстерите са под различен ъгъл в рамките на бившето аустенитно зърно. Но се

забелязват и обособени зони с остатъчен аустенит. Аустенитните области са чисти, без карбиди в тях. Структурата е тип сандвич (фиг. 3б), състояща се от редуващи се ламелки ферит и остатъчен аустенит, като мартензитът има особена и рядко срещана пеперудообразна форма (фиг. 3б). Ламелките са къси, с ясно очертани граници и релеф. Забелязват се отделни обособени, сравнително големи карбиди между отделните клъстери.

След изотермично закаляване при 355 °С (табл. 3е) структурата представлява отделни зърнени формирания (клъстери), състоящи се от мартензит, остатъчен аустенит и единични цементитни карбиди (фиг. 4) (много малки формирания, които могат да се забележат при голямо увеличение –  $r \cong 0,19-0,20 \mu\text{m}$ ). След изотермично закаляване при 366 °С (табл. 4б) структурата е смес между мартензит, долен бейнит и остатъчен аустенит.

**Таблица 4.** Микроструктура на метала след изотермично закаляване в температурния интервал 355–394 °С

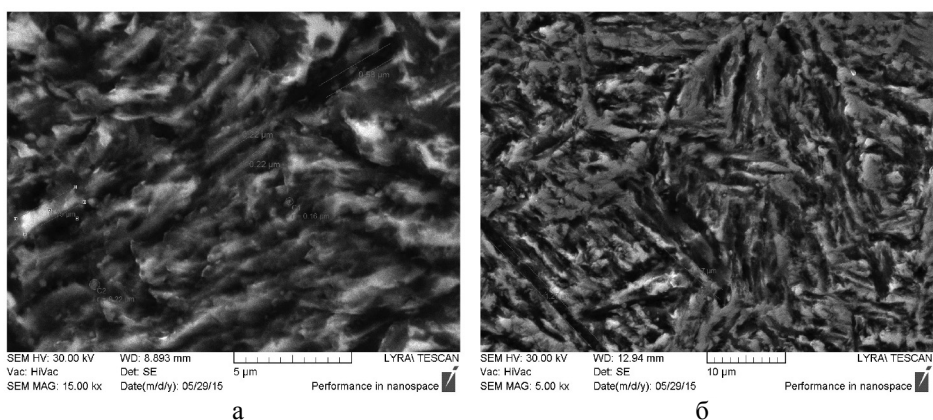
Обработка	б) изотермично закаляване 365 °С	в) изотермично закаляване 384 °С	г) изотермично закаляване 394 °С
Микро-структура	 <p>SEM HV: 30.00 kV WD: 12.94 mm Det: SE SEM MAG: 5.00 kx Date: 05/28/15 Performance in nanospace</p> <p>×1500</p>	 <p>SEM HV: 30.00 kV WD: 9.885 mm Det: BSE SEM MAG: 5.00 kx Date: 05/28/15 Performance in nanospace</p> <p>×1500</p>	 <p>SEM HV: 30.00 kV WD: 8.107 mm Det: SE SEM MAG: 5.00 kx Date: 05/28/15 Performance in nanospace</p> <p>×1500</p>



×35 000

**Фиг. 4.** Наличие на карбиди на границата между ламелките ферит и остатъчен аустенит

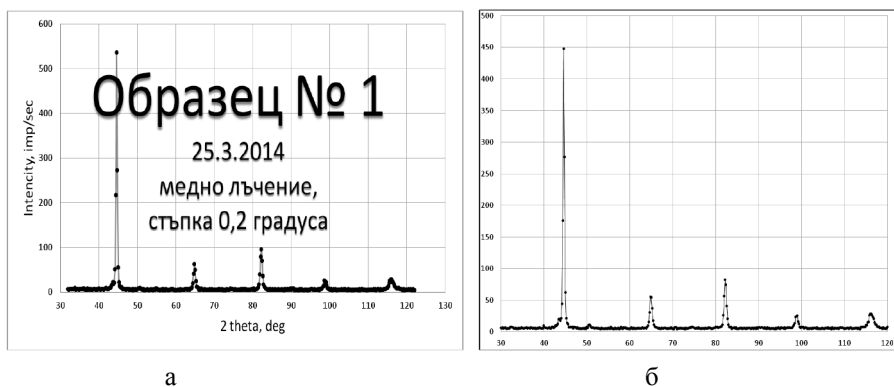
Структурата на метала след изотермично закаляване при температури 384 °C е долен бейнит и остатъчен аустенит, а при 394 °C – също бейнитен ферит и остатъчен аустенит, но морфологично това е горен бейнит. Разликата в микроструктурата се състои и в размера на отделните ламелки в клъстерите – с увеличаване на температурата на изотермично закаляване размерът им нараства. При температура 355 °C (фиг. 5а) средният размер е 0,22  $\mu\text{m}$ , а при 394 °C – 1,54  $\mu\text{m}$ , което огрубява ламелките.



**Фиг. 5.** Размери на ламелките в отделните клъстери: а) след изотермично закаляване при 355 °C; б) след изотермично закаляване при 394 °C

## 4.2. РЕНТГЕНОСТРУКТУРЕН АНАЛИЗ

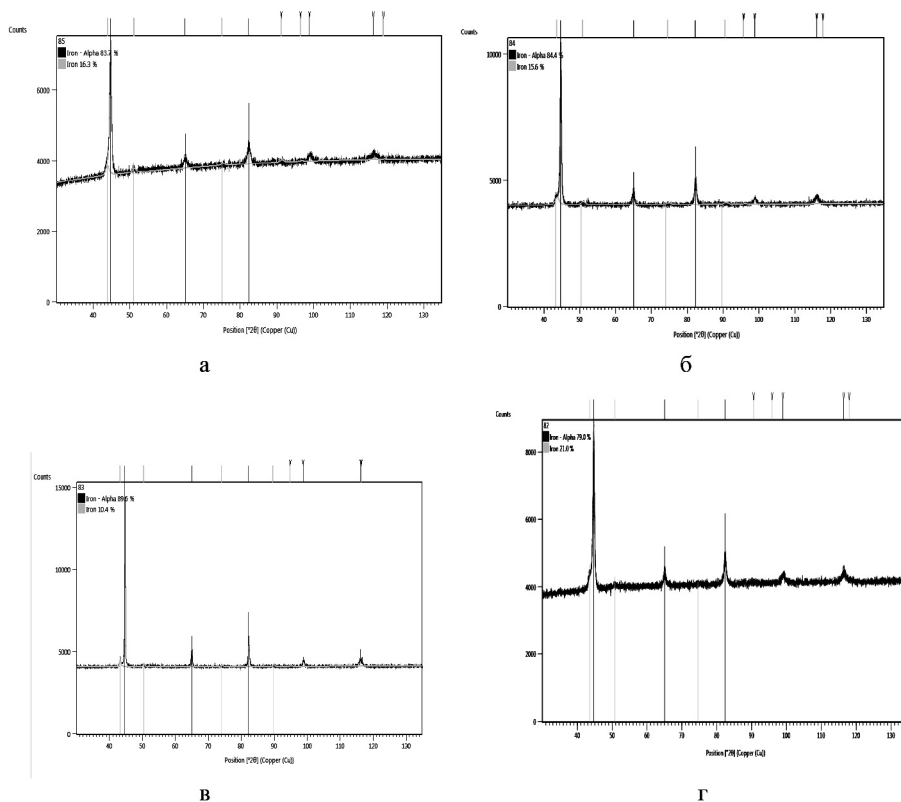
Рентгеноструктурните анализи са провеждани по различно време на различни апарати, поради което са с различен вид.



**Фиг. 6.** Рентгеноструктурен анализ на пробни тела при различни режими на обработване: а) изотермично закаляване при 335 °C); б) изотермично закаляване при 345 °C

От рентгенограмите на фиг. 6 се установява, че в образците, закалявани изотермично в температурния интервал 325–345 °С, се наблюдава наличието само на феритна компонента. Останалите структурни съставни не се забелязват вероятно поради по-малкото им количество.

След изотермично закаляване в следващия температурен интервал – от 355 до 395 °С, структурните съставляващи отново основно са ферит, но вече се забелязва и известно количество остатъчен аустенит: 16,3 % при 355 °С; 15,6 % при 365 °С; 10,4 % при 384 °С и 21 % при 394 °С (фиг. 7). Наличието на остатъчен аустенит показва, че е постигната бейнитна структура, която по литературни данни [10] се определя именно като формирание, състоящо се от ферит и остатъчен аустенит. Този вид структура се наблюдава и на металографските изображения.



**Фиг. 7.** Рентгеноструктурен анализ на пробни тела при различни режими на обработване:

- а) изотермично закаляване при 355 °С; б) изотермично закаляване при 365 °С;
- в) изотермично закаляване при 384 °С; г) изотермично закаляване при 394 °С

### 4.3. МЕХАНИЧНИ СВОЙСТВА

Получените механични свойства на материалите са показани в табл. 5.

**Таблица 5.** Механични свойства на материала в зависимост от вида на термичната обработка

Режими на термична обработка	Твърдост по Роквел [HRC]	Граница на провлачане R <sub>0,2</sub> [MPa]	Якост на опън [MPa]	Относително удължение [%]	Енергия на разрушаване [J]
1. Закаляване от 880°C	45	809	1321	5	11,5
2. Закаляване (880°C) и отвързване (350°C)	45	821,3	987	1	13
3. Изотермично закаляване при 325°C	43	798,3	901	0	21
4. Изотермично закаляване при 335 °C	43,5	972	1139	3	24
5. Изотермично закаляване при 345 °C	43	965,7	1119	12	22
6. Изотермично закаляване при 355 °C	43,3	985,8	1129,7	12,6	33,02
7. Изотермично закаляване при 365 °C	43	1065,4	1228,6	11,6	31,58
8. Изотермично закаляване при 384 °C	43,5	1152,4	1282	10,3	36,25
9. Изотермично закаляване при 394 °C	44	1204,96	1345,4	7,8	22,28

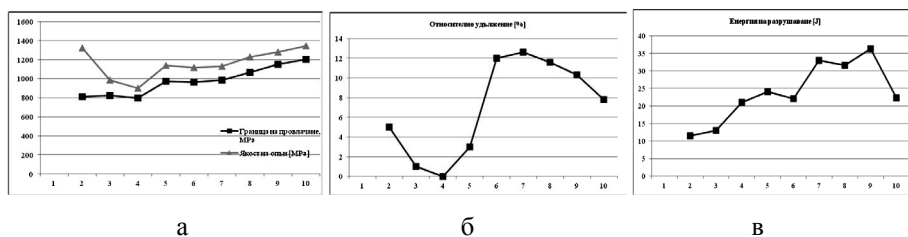
Изменението на твърдостта в зависимост от режима на термична обработка може да се види на фиг. 8. Всяка точка от графиката представлява средната стойност на твърдостта от три измервания. Не се установява значима промяна на твърдостта – варира от HRC45 след закаляването до HRC43 при изотермичните закалявания.





**Фиг. 8.** Твърдост на материала в зависимост от приложената обработка

Получните свойства на стоманата са различни след термичните обработки (фиг. 9а). Характерът на промяната на границата на провлачане и на якостта на опън е един и същ. Установява се, че максимална якост има стоманата след изотермично закаляване при 394 °С.



**Фиг. 9.** Механични свойства на материала в зависимост

от приложената термична обработка: а) якостни свойства; б) пластичност на материала; в) пукнатиноустойчивост

Не такъв е случаят с пластичността на материала (фиг. 9б). Най-ниска е пластичността след изотермично закаляване при 335 °С, където структурата е мартензитна. С появата на бейнитна структура, обособена в отделни клъстери, в които известна част е остатъчният аустенит, стойността на относителното удължение се увеличава. Максимална стойност се проявява при изотермично закаляване при 365 °С.

Особено съществен параметър на материала, съзнателно търсен, е пукнатиноустойчивостта му. Доколкото експериментите са извършени с пробни тела, в които допълнително е нанесена пукнатина в дъното на концентратора на напреженията (надреза) [12], съпротивлението срещу удар се идентифицира с неговата пукнатиноустойчивост. Нормално е след закаляване пукнатиноустойчивостта да е малка, енергията на разрушаване се запазва ниска и след приложеното отвърщане, което означава, че наличието на трооститната структура не допринася за добро съпротивление срещу развитие на пукнатина (фиг. 9в). Бейнитните структури допринасят за увеличаване на пукна-

тиноустойчивостта на материала – структурата, получена след изотермично закаляване при 384 °С, е с максимална пукнатиноустойчивост. При тази обработка количеството на бейнитния ферит е максимално (89,5 %) в сравнение с останалите бейнитни структури, а количеството на остатъчния аустенит е минимално – 10 %. Освен това размерът на ламелките в бейнитните клъстери на тази структура е най-малка (табл. 4в).

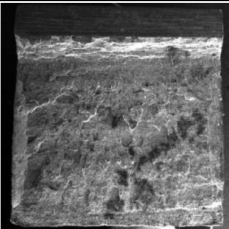
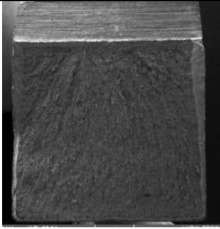
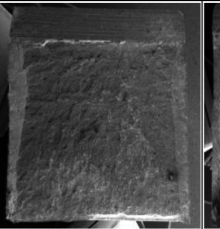



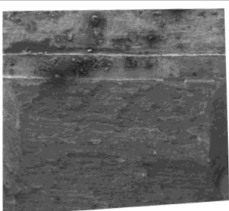

#### 4.4. ФРАКТОГРАФИЯ

Разрушените след изпитването на триточково огъване пробни тела впоследствие са подложени на фрактографско изследване. Снимки на ломове са показани в табл. 6. В повечето ломове няма обособен център на зараждане на пукнатината (табл. ба, г, д, ж, з, е). Разрушаването започва по цялата дължина на надреза. В закалените образци направлението на магистралната пукнатина е по линии, разположени ветрилообразно от дъното на надреза към срещуположния край на пробното тяло. В пробите след изотермично закаляване няма видим ход на движението на пукнатината (табл. бд, е, ж, з). Характерът на разрушаване е езичест. В началото на разпространение на пукнатината (непосредствено след дъното на надреза) се забелязват участъци, разположени напречно на посоката на удара, с наличието на вторични пукнатини в тях, които предполагат забавяне на движението на магистралната пукнатина. „Езиците“ са разположени хаотично по повърхността на разрушаване.

При по-голямо увеличение (табл. 8) се наблюдават характерните белези за крехък и пластичен лом. На фиг. 8а се виждат езици с неголям размер, които са пресечени с области с отделни сферични образувания. Тези образувания са с гладка повърхност и с различни размери. Наблюдават се напречни микропукнатини, лежащи перпендикулярно на посоката на разпространение на магистралната пукнатина и по границите на сферичните участъци. Вероятно това са вторични разрушавания по клъстерните мартензитни формирания с отделени карбиди на легиращите елементи в тях. С този факт би могло да се обясни наличието на неголяма пластичност в лома.

На фиг. 8б се установява полукрехко разрушаване. Наблюдава се гребеновидна вълниста структура с наличие на отделни малки и плоски ямки. В основата на „гребените“ и ямките не се установява наличие на отделяния. Забелязват се отделни вторични пукнатини, разположени хаотично в повърхността на лома. Гребеновидната структура е с малки размери.

**Таблица 6.** Ломове на пробни тела след различни термични обработки

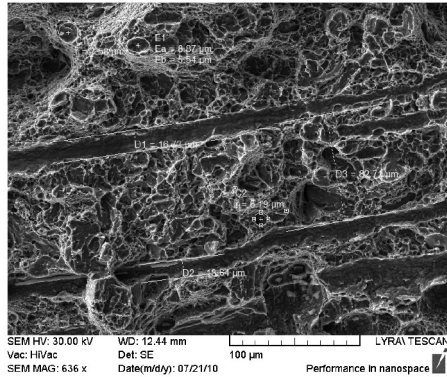
Обработка	а) Закаляване 880 °С, 30 min, масло	б) Отвързване след закаляване, 350 °С, 60 min, масло	в) изотермично закаляване 325 °С	г) изотермично закаляване 345 °С
Посока на развите на пукнатината				
	×50			
Обработка	д) изотермично закаляване 355 °С	е) изотермично закаляване 365 °С	ж) изотермично закаляване 384 °С	з) изотермично закаляване 394 °С
Посока на развите на пукнатината				
	×500			

Структурата на повърхността на пробите след изотермично закаляване при 325 °С (фиг. 8в) е езичеста, неравномерна, с отделни по-равни участъци. В началото се наблюдават и зони с напречно разположени езичести ивици, които впоследствие променят разположението си – под ъгъл спрямо посоката на натоварването. По повърхността на лома се наблюдават напречни вторични дълбоки пукнатини, вероятно разположени по границите на мартензитните участъци, където има отделения на карбиди. Разрушаването има гребеновиден характер, като отделните гребени са малки, хаотично разположени по повърхността. Това би трябвало да означава по-голяма якост и по-малка пластичност, което е в съответствие с резултатите от механичните изпитания. При голямо увеличение се установява, че на дъното на гребените няма отделения.

**Таблица 7.** Повърхност на разрушаване на пробни тела след различна термична обработка

Обработка	а) Закаляване 880°C, 30 min, масло	б) Отвързване след закаляване 350 °C, 60 min, масло	в) изотермично закаляване 325 °C	г) изотермично закаляване 345 °C
Посока на развитието на пукнатината				
	×1500			
Обработка	д) изотермично закаляване 355 °C	е) изотермично закаляване 365 °C	ж) изотермично закаляване 384 °C	з) изотермично закаляване 394 °C
Посока на развитието на пукнатината				
	×1500			

В табл. 7д се виждат неголеми напречни пукнатини, вероятно възникващи по границите на феритните пластини. На места пукнатината се движи по границите на бившето аустенитно зърно, където се наблюдава отделяне на цементитни кристалчета. На фигурите от табл. 7е, ж, з, характерът на разрушаване е пластичен, за което говори наличието на плитки ямки, разположени на „гребени“, развиващи се подобно на течение на воден поток. Ямките са окръглени, дълбоки и с различни размери. На дъното на някои от тях има включения, които са кръгли и много дребни. В лома на стоманата с най-висока енергия на разрушаване (табл. 8ж) се виждат вторични пукнатини, по-дълбоки от дълбочината на ямките, разположени почти напречно на посоката на движение на магистралната пукнатина (фиг. 10). На тях вероятно се дължи по-високото съпротивление на материала срещу развитието на пукнатината.



**Фиг. 10.** Вторични пукнатини в лома стоманата след изотермично закаляване при 384 °C

Друго обяснение на по-високата пукнатиноустойчивост на материала в това състояние би могло да се намери в наличието на структурни кълстери с ясни граници. Когато направлението на магистралната пукнатина е перпендикулярно или под ъгъл спрямо бейнитните игли, движението на пукнатината вероятно спира, срещайки границата на кълстера, разбира се, ако в структурата има кълстери с очертани граници. След това пукнатината променя посоката на разпространението си, като заобикаля кълстера, при това част от енергията на разпространение се абсорбира, т.е. пукнатината среща по-голямо съпротивление срещу движението си. От тук и по-голямата пластичност на материала при запазена висока якост, т.е. целта на работата е изпълнена. Получена е структура, която притежава едновременно висока якост и висока пластичност.

## 5. АНАЛИЗ

Изследваната нисковъглеродна Cr-Ni (стандартна 30ХГСА) стомана е с висока пукнатиноустойчивост (36,25 J), когато структурата ѝ е долен бейнит с наличие на неголямо количество остатъчен аустенит. Максимално съпротивление срещу развитие на динамична пукнатина е получено след термична обработка, състояща се от аустенизация при  $T_{\text{austeniz}} = 880$  °C, изотермично закаляване при  $T_{\text{austemp}} = 384$  °C и задържане  $\tau = 15$  min, където структурата се състои от бейнит и остатъчен аустенит. Феритните и аустенитните пластини са разположени в отделни кълстери, успоредни едни на други, а структурата в отделен кълстер е от типа сандвич.

Пукнатиноустойчивостта на материала е по-висока, когато при разпространението си пукнатината, срещайки граници на кълстери, променя посоката на движение и енергията на разпространението ѝ намалява.

Размерите на първичното аустенитно зърно не оказват значително влияние върху формирането на структурата.

За потвърждаване на получените резултати бяха обработени корони на глави на пробивни машини при установения с опитни тела режим на обработка. Механичните свойства на материала бяха идентични с тези на пробните тела независимо от мащабния фактор. Детайлите бяха проверени в експлоатационни условия, които са изключително сложни – динамично-циклични.

## 6. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Получена е структура едновременно с висока якост на опън  $R_m = 1262$  МПа и енергия на разрушаване, равна на 36,25 J.

Установен е режим на термична обработка, в резултат на който се получава материал с високо съпротивление срещу разрушаване –  $T_{\text{austeniz}} = 880$  °С, изотермично закаляване при  $T_{\text{austemp}} = 384$  °С, и задържане  $\tau = 15$  min, охлаждане в масло.

## ЛИТЕРАТУРА

- [1] Авджиева Т., Г. Цуцуманова, Ст. Русев. *Annuaire de l'Université de Sofia "St. Kliment Ohridski", Faculté de Physique*, 2013, **106**, 5.
- [2] Avdjieva, T., G. Tsutsumanova, S. Russev and K. Staevski. *Cent. Eur. J. Eng.*, 2013, 451.
- [3] Авджиева, Т. *Хоризонти*, 2011, **1**, 4.
- [4] Костадинова, Е., В. Янков, Т. Авджиева. Физически методи за изследване на реакторни стомани. *Доклади на Научна конференция на Българското ядрено дружество*, август, 2015, с.12.
- [5] Вълков, Кр., Мл. Георгиев. Пукнатиноустойчивост на сферографитните бейнитни безкарбидни чугуни. София, 2014.
- [6] Георгиев, М, Ю. Симонов. Пукнатиноустойчивост на желязовъглеродните сплави. София, 2011. Gianni A., Tord Karlsson, Andrea Ghidini, Anders Ekberg. Bainitic steel grade for solid wheels: metallurgical, mechanical and in-service testing, (US Steel Co., Atlas of Isothermal Diagrams) Heavy Haul Association Specialist Technical Session (ИНА 2007), pp. 701-711.
- [7] Aravind, V., G. Balachandran, M. Kamaraj, B. Gopalakrishna, K. Prabhakara Ra. *Materials Science and Engineering*, 2010, **A 527**, 782.
- [8] Mazancová, E., Zdenka Rucká, Dagmar Jandová, Karel Mazanec. *Metal*, 2009, **I**, 209.
- [9] Illescas, S., Javier Fernández, Juan Asensio and Josep Maria Guilemany. TEM study of bainitic low-carbon HSLA steel: the orientation relationships of cementite, *Programa de doctorat: Tecnologia de Materials*, Bienni: 2003-2005.
- [10] Bhadeshia, H.K.D.H. Bainite in Steels. The Institute of Materials, 2 ed., London, UK, 2001.
- [11] Bobyliev, K., M. K. Leonavičius, M. Šukšta, A. Krenevičius, S. Stupak. *Mechanika*, 2005, **4**, 54, 12.
- [12] Georgiev, M., J. Simonov, M. Simonov. *J. Mat. Sc. and Technology*, 2011, **2**, 118.
- [13] Попова, Л., А. Попов. Диаграммы превращения аустенита в сталях и бета-растворах титана. Москва, 1991.

## ИЗСЛЕДВАНЕ НА РАДИАЦИОННИТЕ МЪГЛИ НА ЛЕТИЩЕ ПЛОВДИВ

НИКОЛАЙ РАЧЕВ<sup>1</sup>, РУМЕН РАЙКОВ<sup>2</sup>, АНГЕЛ РУСЕВ<sup>2</sup>

<sup>1</sup> *Катедра „Метеорология и геофизика“*

<sup>2</sup> *Метеорологичен център на ВВС, София*

*Николай Рачев, Румен Райков, Ангел Русев.* ИЗСЛЕДВАНЕ НА РАДИАЦИОННИТЕ  
МЪГЛИ НА ЛЕТИЩЕ ПЛОВДИВ

В настоящата работа са изследвани режимът и характеристиките на радиационните мъгли на летище Пловдив. Определени са: честотата на поява на мъглите; тяхната продължителност; времето на формиране и разсейване; влиянието на вятъра, облачността, приземните влажност и температура при образуване и разсейване на мъглите. Получени са регресионни уравнения, даващи зависимостта на температурата на падане на радиационните мъгли от температурата и точката на оросяване, измерени няколко часа преди формирането на мъглата. Получена е и зависимостта на температурата на разсейване на мъглата от температурата при падането ѝ. Показано е, че регресионните уравнения могат да бъдат успешно използвани при прогноза на радиационните мъгли на летище Пловдив.

*Nikolay Rachev, Rumen Raykov, Angel Rusev.* STUDY OF RADIATION FOGS AT  
PLOVDIV AIRPORT

Characteristics of radiation fogs at Plovdiv Airport are studied. The frequency of fog occurrence; time of formation and dissipation; duration, the impact of wind, cloudiness, humidity and temperature in the formation and dissipation of fog are determined. Regression equations

---

*За контакти:* Румен Райков, София 1616, кв. Бояна, ул. „Брезовица“, тел: 02/9228702, факс: 02/9228705, E-mail: rumen\_raykov@abv.bg

giving the dependence of temperature of the radiation fog from temperature and dew point, measured a few hours before the fog formation were obtained. The equation for the dissipation fog temperature is obtained, also. It is shown that the regression equations can be successfully used to forecast radiation fogs at Plovdiv Airport.

*Keywords:* fog

*PACS numbers:* 92.60.-e

## 1. УВОД

Усъвършенстването на летателните апарати, подобряването на наземното техническо оборудване на летищата, все по-широкото използване на радиолокационна и инфрачервена техника улесняват работата на пилотския състав, като правят по-сигурно пилотирането на самолетите. Въпреки тези постижения, съвременната авиация все още е в значителна степен зависима от някои характеристики на времето – далечина на видимостта, долна граница на облачността, посоката и скоростта на вятъра и др. Долната граница на облачността и видимостта са най-важните метеоеlementи, определящи сложността на метеорологичните условия по време на полета.

Изследването на режима и характеристиките на мъглите за всяко едно конкретно летище и надеждното им прогнозиране е важна задача, доколкото падането на мъглата пречи кацането на вече излетели въздухоплавателни средства и води до затваряне на съответното летище – невъзможност да бъде използвано като запасно.

В Метеорологичния център на Военновъздушните сили (МЦ на ВВС) е предприето мащабно изследване на редица опасни за авиацията метеорологични явления с цел създаване на методики за климатологична подкрепа и повишаване на качеството на прогнозите при подготовка и реализиране на военните операции. Настоящата разработка има за цел да изследва приложимостта на една нова методика за оценка характеристиките на радиационните мъгли над летище Пловдив, базирана на климатично проучване, и да бъде направен опит за прогноза на температурите на падане и на разсейване на радиационна мъгла на конкретното летище.

Първата част на изследването има за задача да проведе климатично проучване, което да анализира честотата на поява на радиационни мъгли на територията на избраното летище и да се определят стойностите на някои метеоеlementи, свързани с появата и разсейването на мъглите в района един час преди, в часа на поява и в часа на разсейване на мъглата.

Втората част на изследването има за задача да проведе регресионен анализ и да се намери зависимост, даваща възможност да се направи прогноза на температурата на формиране на радиационна мъгла и съответно температурата на разсейването ѝ, по данни за температурата на въздуха и точката на оросяване, определени няколко часа преди падането на мъглата. Изборът



на статистически метод за прогнозиране на мъглата е обусловен най-вече от наличието на регулярен поток метеорологична информация от летищната метеослужба. Тенденция при развитие на статистическите методи за прогнозиране на мъгли е те да се разработват и прилагат за определени места, а не да се търсят общи (глобални) методи за прогноза [1]. По този начин, макар и неявно, при прогнозата се отчитат и редица локални особености.

Третата част на изследването цели да бъде направена проверка за приложимостта на получените регресионни уравнения върху независима извадка от данни (използвани са данни за периода 2012–2014 г.) и да се оцени възможността за използване в оперативната практика на МЦ на ВВС на разработената методика за прогноза на мъглите на летище Пловдив.

## 2. ОБРАЗУВАНЕ И РАЗСЕЙВАНЕ НА РАДИАЦИОННИ МЪГЛИ. МЕТОДИ ЗА ПРОГНОЗА

В зависимост от физичните процеси, водещи до образуването на мъгли, те се разделят на мъгли на охлаждане и мъгли на изпарение [2]. От своя страна мъглите на охлаждане се разделят на радиационни, адвективни, адвективно-радиационни, орографски. При мъглите на охлаждане кондензацията настъпва вследствие на изстиване на приземния въздух, при което съдържащата се в него водна пара достига състояние на насищане. На сушата те са най-разпространеният тип. В настоящата работа се разглеждат основно радиационните мъгли, главна причина за образуването на които е охлаждането на въздуха в резултат от нощните загуби на топлина от земната повърхност вследствие на дълговълновото излъчване (радиационно изстиване). Най-подходящи за образуването на радиационни мъгли са нощи с ясно небе, приземна инверсия на температурата, слаб вятър (до  $3 \text{ m s}^{-1}$ ) и висока относителна влажност на въздуха. Максималната повтораемост на образуване на радиационни мъгли е в края на нощта до 1–2 часа преди изгрева на слънцето, а максимална повтораемост на разсейване се достига 2–3 часа след изгрев [2].

За надеждното прогнозиране на формирането и еволюцията на радиационните мъгли се изисква наличие на голям обем микрометеорологична информация, включваща: вертикално разпределение на температурата и влажността в приземния слой; температура и влажност на земната повърхност; устойчивост на атмосферата в приземния слой и свързаните с нея турбулентни потоци топлина и влага; състояние на облачната покривка; скорост на вятъра; наличие на кондензационни ядра в атмосферата и др. Подобен вид информация е налична само при провеждане на специализирани научни експедиции и затова стремежът е да се използват данните от стандартните метеорологични приземни измервания и аерологичните сондажи [2, 3]. Най-често при прогноза на радиационна мъгла се използват подходи, базирани на информация за температурата на въздуха и точката на оросяване [4, 5]. Предложени са и ре-

дица методи за прогноза на мъглите с използване на спътникова информация и моделни резултати от числени прогнози на времето [1].

Разработени са много и различни методи за прогноза на радиационните мъгли по данни за приземните температура и точка на оросяване. Такова многообразие от методи се дължи не само на различните възможности за възникване на мъгла, но и на съществената зависимост от местните условия. Някои методи използват измерените преди залеза на слънцето температура ( $T$ ) и точка на оросяване ( $T_d$ ), прогнозната минимална температура, определена от синоптичната прогноза, и определят температурата на възникване на радиационна мъгла [6]. Задачата за прогноза на образуването на мъгла се свежда до прогноза на нощното понижение на температурата и на точката на оросяване. Обикновено при тези методи се построяват номограми, по които сравнително лесно се определя не само температурата на падане на мъглата (димката), но и нейната интензивност. Проблем при използването на номограмите е, че те са построени чрез използване на данни от метеорологични измервания над определена територия и при прилагането им за друго място резултатите са ненадеждни поради неотчитането на местните физико-географски особености [4, 6]. Прогнозата се подобрява съществено, ако се използват статистически данни за образуването на радиационни мъгли над конкретния пункт на наблюдение.

Разработени са и методи за прогноза на радиационни мъгли, чрез които може да се определи не само температурата, а и часът на образуване и разсейване на радиационните мъгли. Такива методи се използват в оперативната работа на синоптиците. Идеята им е по данни за измерените температура и точка на оросяване през последните няколко часа преди залеза на слънцето да се определи тенденцията за понижаване на температурите през нощта. Пресечната точка на прогнозните линии на  $T$  и  $T_d$  съответства на момента на образуване на димка, а при продължаващо радиационно охлаждане се достига и моментът на образуване на мъгла [6].

По аналогичен начин се прогнозира и времето на разсейване на мъглата. Радиационните мъгли почти винаги се разсейват след изгрева на слънцето. При предположение, че общото съдържание на вода в приземния слой на атмосферата не се е променило след падането на мъглата, времето за разсейване на мъглата ще се определя от интервала време, в течение на който температурата на подгривания от земната повърхност въздух достига точката на оросяване при залез слънце. Повишението на температурата след изгрева на слънцето се определя по данни от преки измервания на конкретното място за дадения сезон [4].

### 3. КЛИМАТИЧНИ ХАРАКТЕРИСТИКИ НА МЪГЛИТЕ В РАЙОНА НА ЛЕТИЩЕ ПЛОВДИВ

Честотата на възникване на мъгли и тяхното разпределение на територията на България зависят от много фактори, но най-вече от физико-географските

особености на района и от циркулационните условия. Броят на дните с мъгла през годината за територията на Тракийската низина е от 30 до 50. За отдалечените от Черно море райони на България в около 50 % от случаите с мъгла тя е радиационна [2]. Благоприятна синоптична обстановка за образуване на радиационни мъгли в студеното полугодие е, когато територията на България попада в централната част на антициклон, простиращ се над голяма част от Европа [2]. Това осигурява тихо и почти безоблачно време и значително изстиване на приземния въздух. Продължителността на мъглите е 1–2 дни (и повече), дисипират, когато се разрушат баричният гребен и приземната инверсия на температурата.

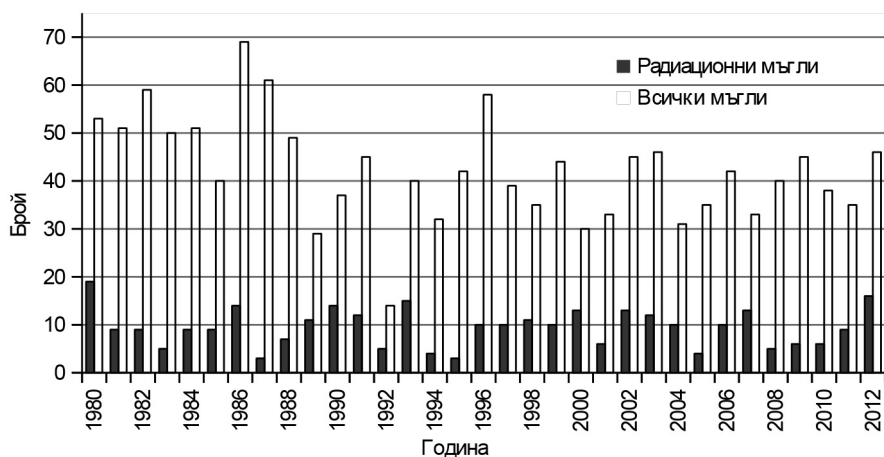
### 3.1. ИЗПОЛЗВАНИ ДАННИ

В настоящото изследване са използвани данни от наблюдения от цифровизираната метеорологична база данни (МБД) на МЦ на ВВС. Тя съдържа информация от ежечасни наблюдения в десетки метеорологични станции. Данните съдържат пълната гама от реализации на приземните метеорологични параметри за пункта, в който се извършват наблюденията. Със своята непрекъсната ежечасна информация за период над 35 години, МБД на МЦ на ВВС е уникална за България. За целите на настоящото изследване от МБД на МЦ на ВВС чрез специализирани софтуерни продукти при зададени критерии за подбор е селектирана метеорологична информация, събирана на летище, намиращо се в района на гр. Пловдив. Използваните данни при климатичното изследване на мъглите в района на летището са за периода от 01.01.1980 г. до 31.12.2011 г. Нямаме сведения в България да е изследван по-дълъг ред от данни (280512 ежечасни телеграми) за описание и прогноза на мъглите.

През разглеждания период от 32 години са регистрирани общо 1351 случая на падане на мъгла. Общата продължителност на мъглите е 9591 часа (400 дни) или около 3,4 % от продължителността на разглеждания период. За целите на настоящото изследване са потърсени критерии, по които да бъде направено разделяне на случаите с радиационни мъгли от останалите видове мъгли. Резултати от предишни изследвания [2, 3, 6] показват, че вероятността за образуване на радиационни мъгли е по-голяма при отсъствието на силни ветрове и на плътна облачна покривка. В съответствие с тези резултати за открояване на радиационните мъгли са зададени следните условия: 1. В продължение на 5 часа преди падане на мъглата максималната скорост на приземния вятър да е под  $3 \text{ m s}^{-1}$ . 2. Максималното количество облачност да е под 5/10. На тези условия отговарят 296 случая от общия брой регистрирани мъгли, съответно около 22 % като брой и около 25 % като продължителност в часове. Трябва да се отчете факта, че наложените критерии при отделянето на радиационните мъгли от останалите мъгли са доста ограничителни и изключват някой случаи на радиационни мъгли, образували се при стихване на вятъра или намаляване на облачността в интервала 1–4 часа преди падането на мъглата.

### 3.2. ЧЕСТОТА НА РАДИАЦИОННИТЕ МЪГЛИ

През изследвания период средният брой радиационни мъгли на година е 9, а средната годишна продължителност е 74,5 часа. На фиг. 1 са представени общият брой мъгли и само на радиационните мъгли на летище Пловдив за разглеждания период. Очевидна е значителната междугодишна изменчивост на общия брой на мъглите, който е минимален през 1992 г. (14) и максимален през 1986 г. (69). От фигурата се вижда също намаляване на общия брой на мъглите след първите 10 години на разглеждания период. Възможно обяснение на тази тенденция е намаляването на емисиите на индустриални замърсители в атмосферата.



**Фиг. 1.** Разпределение на случаите с мъгла по години за летище Пловдив

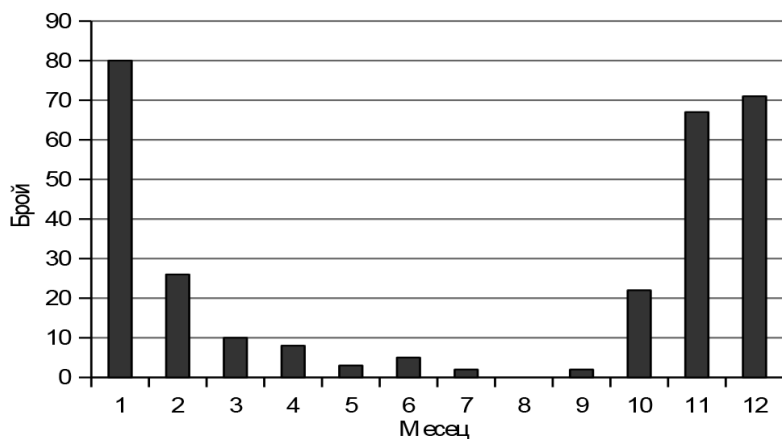
По отношение на броя на радиационните мъгли също се наблюдава значителна междугодишна изменчивост с минимуми през 1987 и 1994 г. (3) и максимум през 1980 г. (19). Не се наблюдава тенденция за намаляване броя на мъглите през разглеждания период. Обяснение на този факт може да бъде потърсено в ефектите от глобалното повишение на температурата, съответната промяна на атмосферната циркулация и режима на валежите.

По данни от МБД на МЦ на ВВС е направена оценка на декадният тренд на температурата за студеното полугодие (октомври–март) в Пловдив за периодите 1980–1989 г., 1990–1999 г. и 2000–2009 г. Докато трендът между първите две десетилетия е  $-0,08$  °C/десетилетие и се съгласува с резултатите на Syrakova and Mateev [7], то между второто и третото десетилетие е  $+0,42$  °C/десетилетие. Регистрирано е повишение и на средногодишната температура за Пловдив, която за трите десетилетия на разглеждания период е съответно 12,41; 12,67 и 12,73 °C.

Тенденциите при сумарното количество валежи в Пловдив не са толкова добре изразени поради голямата междугодишна изменчивост, но може да се твърди, че валежите през третото десетилетие на разглеждания период надвишават тези през първото десетилетие. Промяна се наблюдава и в средната скорост на вятъра в Пловдив, като през зимния период, за трите разглеждани десетилетия тя е съответно: 3,3; 2,3 и 2,8 m s<sup>-1</sup>.

Описаните изменения в режимите на температурата, валежите и вятъра, оказват влияние върху процесите на образуване на радиационните мъгли. Повишението на средните температури би довело до намаляване броя на мъглите, но намаляването на средната скорост на вятъра и увеличаването на валежите (респективно влажността на въздуха) действат в обратната посока и като резултат се получава приблизително запазване броя на радиационните мъгли през разглеждания период.

На фиг. 2 е представено месечното разпределение на мъглите, образували се на летище Пловдив.



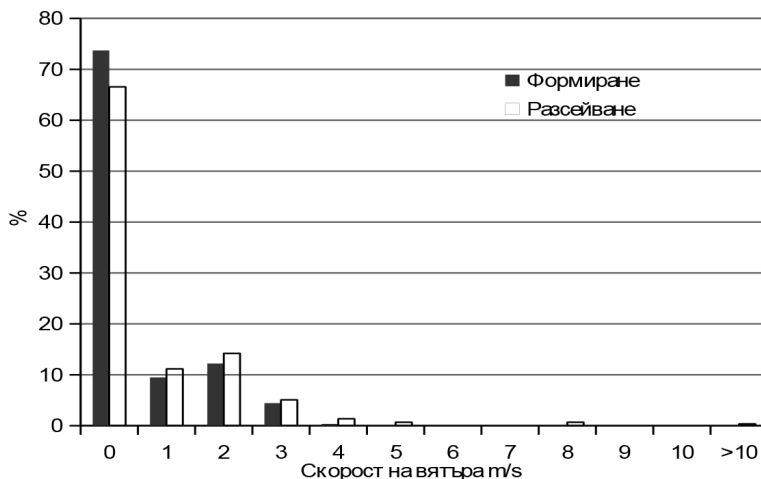
**Фиг. 2.** Месечно разпределение на радиационните мъгли за летище Пловдив

Както всички видове мъгли, така и радиационните се образуват най-често през есенните и зимните месеци, когато почвата е влажна и изпарява много, а нощите са дълги и температурата успява да се понижи значително. Най-много радиационни мъгли (80) са се образували през месец януари, следван от декември (71) и ноември (67). Не са регистрирани радиационни мъгли през август.

### 3.3. ЗАВИСИМОСТ ОТ СКОРОСТТА НА ВЯТЪРА

За образуването на радиационни мъгли е необходимо тихо време. Едно от условията, което се използва за разделяне на радиационните мъгли от останалите, беше в продължение на 5 часа преди падане на мъглата максималната

скорост на приземния вятър да е под  $3 \text{ m s}^{-1}$ . На фиг. 3 се вижда, че в 74 % от случаите с радиационни мъгли, скоростта на вятъра в момента на падане на мъглата е била под  $1 \text{ m s}^{-1}$ , а само в 3 % от случаите скоростта на вятъра е била  $3 \text{ m s}^{-1}$ . Сравнението на фиг. 3 с аналогична, но за скоростта на вятъра един час преди регистрирането на мъглата показва, че само в 2 % от случаите на падане на радиационни мъгли на летище Пловдив е наблюдавано увеличение на скоростта на вятъра по време на образуване на мъглата. Отчетен е единичен случай на образуване на радиационна мъгла при скорост на вятъра от  $4 \text{ m s}^{-1}$ .



**Фиг. 3.** Процент паднали/разсеяли се мъгли според скоростта на вятъра в часа на образуването/разсейването им

Оценена е и ролята на скоростта на вятъра при разсейването на радиационните мъгли (фиг. 3). Най-голям процент (67 %) от радиационните мъгли се разсейват при тихо време – скоростта на вятъра е под  $1 \text{ m s}^{-1}$ . Това потвърждава схващането, че основен фактор за разсейване на радиационните мъгли е радиационното затопляне след изгрева на слънцето. Само в около 8 % от случаите е бил необходим вятър със скорост  $3 \text{ m s}^{-1}$  и повече, за да бъде разсеяна мъглата.

Потърсена е и зависимост на формирането на радиационни мъгли от посоката на вятъра един час преди падане на мъглата. Розата на вятъра за случаите със скорост, равна или по-голяма от  $2 \text{ m s}^{-1}$ , показва, че при ветрове от източната четвърт има най-много паднали радиационни мъгли. Причината за това може да бъде потърсена в местоположението на летище Пловдив, североизточно от което текат реките Марица и Чепеларска. Благоприятни за образуването на радиационна мъгла са и ветрове от югозапад (SSW) – това са падащи от Родопите ветрове с малка скорост (под  $3 \text{ m s}^{-1}$ ), висока влажност и ниска температура. В този случай и слабо радиационно охлаждане на подложната повърхност води до формиране на мъгла.

### 3.4. ВЛИЯНИЕ НА ОБЛАЧНОСТТА

За изясняване влиянието на облачността върху формирането и разсейването на радиационните мъгли са анализирани: количеството обща облачност; долната граница на ниската облачност; случаите, в които небето не се вижда; случаите с ясно небе или долна граница на облачността над 2500 m, регистрирани съответно един час преди падането на мъглата, при падането на мъглата и при нейното разсейване.

Най-често радиационни мъгли падат при ясно време (72 % от случаите), т.е. в часа преди падане на мъглата метеорологичните условия на летището са от типа на т.нар. „прости метеорологични условия“. Това е показател за опасните последици за авиацията, които може да има в резултат на поява на явлението, ако то не бъде прогнозирано надеждно – падането на мъглата в следващия час ще доведе до затваряне на летището и трудности при приземяване на летателните апарати. В 27 % от случаите на радиационни мъгли един час преди падането им е регистрирана средна или висока облачност най-вече с количество  $2\frac{2}{3}/10$  и само в 1 % от случаите са наблюдавани ниски облаци.

В часа на падане на мъглата най-често небето продължава да се вижда (т.е. тя е тънка) – 65 % от случаите. В 29 % от случаите образувалата се радиационна мъгла е била с достатъчна дебелина и видимост, непозволяващи да се вижда небето. В 6 от случаите небето се е виждало частично.

В 43 % от случаите след падане на радиационна мъгла небето остава ясно, в 22 % от случаите е регистрирана средна и висока облачност, най-вече с количество до  $5/10$ , и само в 4 % от случаите са наблюдавани ниски облаци с долна граница под 1000 m. Въпреки малкият им брой (13), именно последните случаи на наличие на ниска облачност в комбинация с мъгла са най-опасни за осъществяване на полетите.

В 30 % от случаите при разсейване на радиационните мъгли небето е било ясно, а в 20 % от случаите е наблюдавана средна и висока облачност с количество до  $5/10$ , което е предпоставка за по-лесното им разрушаване от радиационното нагряване след изгрева на слънцето. Съществено е да се отбележи, че в 25 % от случаите при разсейването на мъглата са регистрирани ниски облаци с долна граница под 1000 m и количество над  $5/10$ . Това показва важността на друг фактор, водещ до разрушаване на радиационните мъгли, а именно, намаляване на нетното излъчване на дълговълновата радиация от върха на мъглата при наличие на ниска облачност.

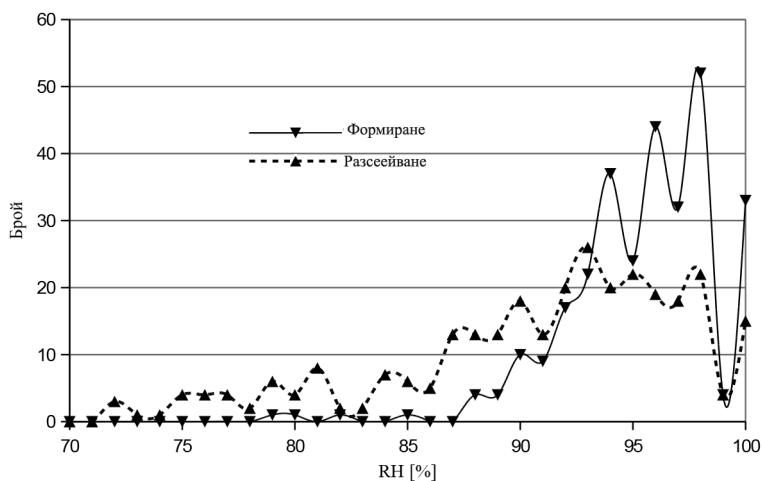
### 3.5. ОТНОСИТЕЛНА ВЛАЖНОСТ

За да се образува мъгла, е нужно голямо влагосъдържание на въздуха, което да осигури голяма относителна влажност (малък дефицит на влажността) във вечерните/нощните часове. При голям начален дефицит ( $T - T_d$ ) и увеличаването му с височината мъгла обикновено не се образува [2, 3, 6]. Мъгла-

та достига дотам, докдето разликата  $T - T_d$  започва да се увеличава рязко (т.е. въздухът нагоре е доста по-сух). В някои случаи това може да стане още под горната граница на инверсионния слой, т.е. мъглата може да не се разпространи в целия инверсионен слой.

Анализът на относителната влажност на въздуха в часа преди образуване на мъглата показва, че само в около 5 % от всички случаи е възможно падането на мъгла, ако относителната влажност е под 85 %. За радиационните мъгли този процент е 8%, но ако е измерена влажност на въздуха над 90 %, вероятността за падане на радиационна мъгла в следващия час е около 80 %.

От фиг. 4 се вижда, че в часа на падане на мъглата относителната влажност е най-често в интервала 93–100 %, като най-много са случаите с относителната влажност 98 %. Само в около 1 % е наблюдавано падане на мъгла при относителна влажност на въздуха под 85 %. Тези изводи са валидни както за радиационните, така и за останалите видове мъгли.



**Фиг. 4.** Относителна влажност на въздуха в часа на образуване/разсейване на мъглата

Относителната влажност на въздуха остава висока и при разсейване на мъглите (фиг. 4). Сравнението на двете графики на фиг. 4 показва по-съществена разлика при относителна влажност под 90 %, което е индикация, че в някои случаи за разсейване на мъглите е необходимо значително понижение на влажността на въздуха. 1 % от случаите на радиационни мъгли са се разсеяли при относителна влажност 72 %.

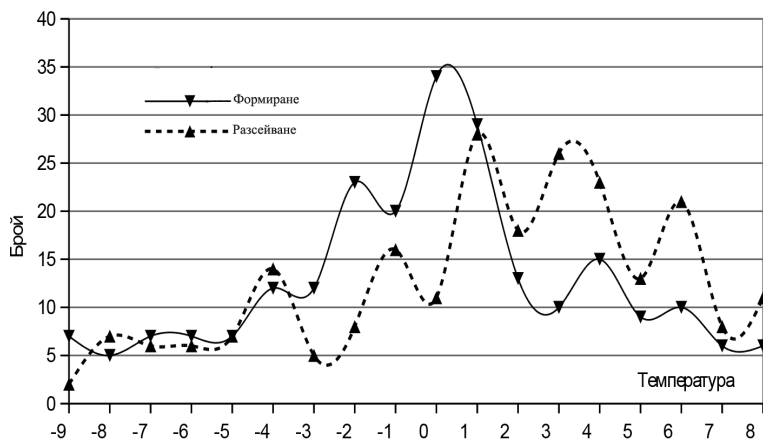
### 3.6. ТЕМПЕРАТУРА НА ВЪЗДУХА

На фиг. 5 са показани случаите на падане на мъгла при различни температури на въздуха. Вижда се, че най-често мъглите се формират при темпе-



ратура между 0 и 1 °С. Съществува и вторичен максимум при 5 °С, който в часа преди падане на радиационните мъгли е на 7 °С. Това показва, че при положителни температури на въздуха е необходимо понижени на температурата с около 2 °С, за да се достигне до мъглообразуване. В повечето случаи при отрицателни температури е необходимо охлаждане на въздуха с около 1 °С. Интервалът между -3 и +3 °С е потенциално най-опасен за падане на мъгли.

Благоприятните условия за охлаждане на приземния слой и развитие на радиационни мъгли при температури на приземния въздух, близки до 0 °С (в интервала от -2 до +3 °С, фиг. 5), водят до падане на най-гъстите и с най-голяма дебелина мъгли и следователно най-трудно е и тяхното разсейване.



Фиг. 5. Температура на въздуха в часа на образуване/разсейване на мъглата [°С]

С оглед на целите на настоящото изследване е разгледан и броят случай с радиационни мъгли в зависимост от температурата на въздуха 5 часа преди падане на мъглата. Отново се открояват два температурни интервала, в които силно нараства вероятността за образуване на радиационна мъгла. Те са от -3 до +4 °С (за мъглите около 0 градуса) и от +7 до +10 °С (за „топлите“ мъгли). Съществува и трети максимум, който е по-слабо изразен – от -10 до -8 °С, съответстващ на преохладените мъгли. По същество това са температурни интервали, когато в условие на малка облачност и слаб вятър трябва да бъде завишено вниманието на осигуряващите полетите метеоролози.

Подобен е и видът на кривите, даващи разпределението на броя мъгли в зависимост от температурата в момента на разсейването им (фиг. 5), но максимумите са отместени с около 1 °С надясно – радиационните мъгли се разсейват най-често при температура 1–2 °С. Това означава, че в много случаи повишение на температурата само с няколко градуса е достатъчно, за да започне разсейване

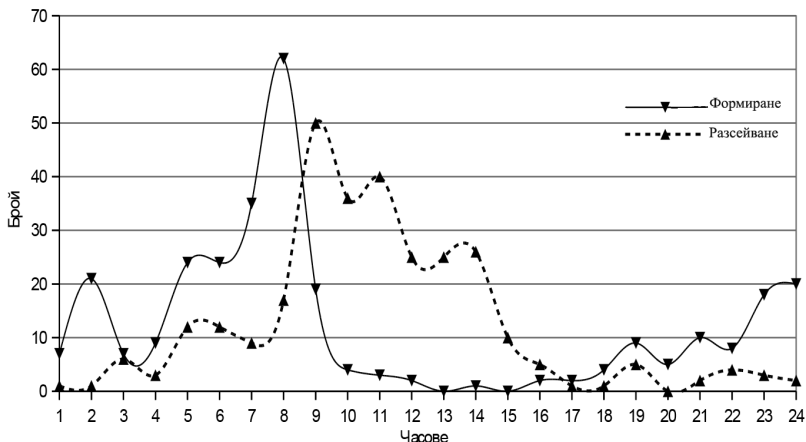
на мъглата. Разбира се, не би трябвало да очакваме, че графиките на фиг. 5 ще съвпадат при транслиране на абсцисната ос, тъй като в процеса на разсейване на радиационните мъгли участват и редица други фактори, описани по-горе в изложението. Разликите между двете графики на фиг. 5 показват и невъзможността за директно приложение за летище Пловдив на методите за прогноза на радиационните мъгли, предложени в други изследвания [1, 4, 6], ако не се разполага с допълнителна специфична информация за конкретното летище.

### 3.7. ЧАС НА ОБРАЗУВАНЕ И РАЗСЕЙВАНЕ НА РАДИАЦИОННИТЕ МЪГЛИ. ПРОДЪЛЖИТЕЛНОСТ

Образуването на мъгла има добре изразен денонощен ход. На фиг. 6 е отразено разпределението на честотата на мъглите според часа на образуването им. Графиката показва силното влияние на радиационното охлаждане върху образуването на мъгла. Вижда се, че през деня радиационни мъгли не се образуват. Основният максимум е в сутрешните часове, т.е. часовете на с минимални стойности на температурата (между 07:00 и 08:00 часа локално време). Вторият максимум е между 21:00 и 02:00 часа и е характерен най-вече за декември-януари. Той може да се обясни с това, че в резултат на по-силното изпарение през деня влагосъдържанието на въздуха се увеличава и вечерта, когато температурата започва да пада, се увеличава относителната влажност, в резултат на което може да се образува мъгла. Ако мъглата не се е образувала по това време, вероятността да се образува в следващите часове е сравнително малка и се увеличава към часовете преди изгрева на слънцето, когато температурата е най-ниска.

На фиг. 6 е представена и графика на часа на разсейване на мъглите. Най-много мъгли на летище Пловдив се разсейват в интервала между 09:00 и 11:00 часа. Повишаването на температурата на приземния слой продължава средно до около 15:00–16:00 часа, след което температурата започва устойчиво да намалява. Основната причина за разсейване на радиационните мъгли е намаляването на водността им вследствие изпаряване на капчиците мъгла при повишаване температурата на въздуха след слънчевия изгрев. Така че щом една радиационна мъгла не се е разсеяла до 15:00–16:00 часа, то тя много малко вероятно е да се разсее и по-късно по радиационни причини. Нещо повече, след този момент поради охлаждане на приземния слой въздух мъглата започва да се уплътнява (интензифицира) и да увеличава вертикалните си размери. Тези процеси продължават през цялата нощ и намалява вероятността за разсейване на радиационната мъгла след изгрева на слънцето на следващия ден.

Продължителността на радиационните мъгли на летище Пловдив за разглеждания период варира между един час и 3 дни. Радиационните мъгли паднали в интервала 05:00–09:00 часа най-често са с продължителност от 1 до 6 часа. Характерна особеност е, че образувалите се скоро след залеза на слънцето радиационни мъгли, макар и по-малко на брой, са с голяма продължителност, достигаща до 3 денонощия.



Фиг. 6. Час на образуване/разсейване на мъглите

Образуването се през първата половина на денонощието радиационни мъгли (от 01:00 до 12:00 часа) са 208 или около 70 % от общия брой такива мъгли, но тяхната продължителност рядко надвишава 24 часа (6 случая). В 28 % от тези случаи мъглата се е разсеяла в следващия един час. Голяма опасност при провеждане на полетите са мъглите, образували се след 08:00 часа, които макар и не много на брой (26 случая), могат да препятстват кацането на вече излетелите екипажи. Ето защо надеждното прогнозиране на падането и разсейването на радиационните мъгли е от първостепенна важност при планирането и провеждането на полетите.

#### 4. ПРОГНОЗА НА РАДИАЦИОННИТЕ МЪГЛИ НА ЛЕТИЩЕ ПЛОВДИВ

##### 4.1. ИЗБОР НА МЕТОД ЗА ПРОГНОЗА И ПРЕДИКТОРИ

Проблемът за надеждна прогноза на мъглите е все още недостатъчно добре решен. Наред с класическите статистически методи, базирани на обработка на експериментални данни [2, 4, 6], през последните години все по-често се използват числени модели при прогноза на мъглите. Все по-широко става и използването на спътникови данни. Прилагането на числени методи за прогноза на мъглите е свързано с редица трудности – необходим е локален числен модел с пространствена разделителна способност около 1 km, осигурен с подходящи начални и гранични условия. Допълнително, изборът на адекватни параметризационни схеми също е трудна задача, като се има предвид силната зависимост при образуване на мъглите от локалните условия. Използването на спътникови данни при определяне на началните условия също е проблематично, доколкото наземните измервания са ежечасни, а орбитални-

ят период на спътниците с полярна орбита е около 100 min и те минават над дадена точка от земната повърхност 2 пъти на ден в приблизително едно и също време. Данните от геостационарните спътници са с недобра пространствена разделителна способност [1].

За нуждите на планирането на полетите на летище Пловдив прогнозата на радиационните мъгли трябва да бъде базирана на надеждна метеорологична информация и да не изисква голям брой допълнителни пресмятания. Това може да бъде осъществено чрез използване на статистическите методи за прогноза на мъглите. Невъзможно е директното прилагане за летище Пловдив на методите, споменати в раздел 2. Все пак идеите от тези методи са полезни при избора на метеорологичните елементи, които да бъдат използвани при прогнозата. В това отношение е взаимстван опитът от предишни изследвания [2, 4, 6] за отчитане на зависимостта на температурата на падане на мъглата от температурата на точката на оросяване и нейното изменение във времето и зависимостта на температурата на разсейване от температурата на падане на мъглата.

При провеждането на регресионен анализ е съществено да бъдат избрани оптимален брой предиктори [8]. При метеорологичните приложения, често се случва да съществува силна корелация между отделните предиктори и включването на голям брой предиктори не води до повишаване коефициента на множествена корелация. В конкретния случай на радиационни мъгли на летище Пловдив още при селектирането на радиационните мъгли са поставени условия за скоростта на вятъра и общата облачност. Допълнително радиационните мъгли се образуват при формиране на приземна инверсия на температурата и често при атмосферно налягане над нормата – условия, при които обикновено вятърът е слаб. Очевидно е също, че при построяването на регресионната зависимост на температура на разсейване на мъглата ( $T_p$ ) няма смисъл да се взема предвид температура на точката на оросяване в часа на падане на мъглата ( $Td_n$ ), която е свързана с температура в часа на падане на мъглата ( $T_n$ ). От фиг. 4 е видно, че най-много случаи на падане на радиационна мъгла има при относителната влажност 98 %. Това заедно с резултатите от предишни изследвания [2] и необходимостта от издаване на своєвременна прогноза дава основание да се ограничи изборът на предиктори, както следва:

–  $T_{-5}$  и  $Td_{-5}$ , като предиктори за  $T_n$ ;  
–  $T_n$ , като предиктор за  $T_p$ ,  
където  $T_{-5}$  и  $Td_{-5}$  са съответно температурата на въздуха и температурата на точката на оросяване 5 часа преди падане на мъглата.

По този начин задачата за прогноза на радиационните мъгли на летище Пловдив се свежда до намиране на регресионни уравнения, даващи зависимостта на температурите на падане и разсейване на мъглата от температурата и точката на оросяване 5 часа преди мъглообразуването.

Образуването на радиационни мъгли на летище Пловдив има добре изразена сезонност и може да се осъществи в сравнително широк интервал от

температури на въздуха. Зависимостта от точката на оросяване е по-слаба. Ето защо, освен регресионни уравнения, получени по цялата съвкупност от данни (296 случая), са изведени и регресионни уравнения за всеки от месеците със значим брой мъгли. Основанията за това са видни от табл. 1. В нея са представени средните стойности на  $T_n$ ,  $T_{-5}$ ,  $Td_n$ ,  $Td_{-5}$ ,  $T_p$  и съответните разлики  $T_n - T_{-5}$ ,  $Td_n - Td_{-5}$  и  $T_p - T_n$ . Температурите са в °C.

**Таблица 1.** Средни стойности на температурата и точката на оросяване при образуване на мъглата 5 часа преди това и температура при разсейване на мъглата

Месец	$T_n$	$T_{-5}$	$T_n - T_{-5}$	$Td_n$	$Td_{-5}$	$\frac{Td_n - Td_{-5}}{Td_{-5}}$	$T_p$	$T_p - T_n$
Януари	-0,9	1,1	-2	-1,6	-0,6	-1	2,2	3,1
Февруари	-2,4	0,25	-2,6	-3	-1,5	-1,5	2,6	5
Март	1,5	4,8	-3,3	0,8	2,8	-2	4,9	3,4
Октомври	0,3	3,3	-3	-0,7	1,1	-1,8	3,0	2,7
Ноември	-0,9	2,1	-3	-1,5	0,4	-1,9	2,1	1,2
Декември	-0,0	3,5	-3,5	-0,5	1,5	-2	2,8	2,8
Средно	-0,4	2,5	-2,9	1,1	0,6	-1,7	2,9	3

Вижда се, че за да падне мъгла, е необходимо средно понижение на температурата от около  $-2,9$  °C, а за  $T_d$  – съответно около  $-1,7$  °C. Необходимо е средно повишение на температурата с около  $3$  °C, за да се разсее радиационната мъгла. През различните месеци се наблюдават значителни отклонения от тези средни.

## 4.2. РЕГРЕСИОННИ УРАВНЕНИЯ

За намиране на регресионните уравнения за температурите на падане и на разсейване на радиационната мъгла е използвана е функцията LINEST от Excel (линейна регресия). Целта е няколко часа преди да падне мъгла да се прогнозира температурата, при която тя пада. Съответно след нейното падане – температурата на разсейването ѝ. Естествено, ако се използват като предиктори не  $T_{-5}$  и  $Td_{-5}$ , а измервания в следващи моменти, коефициентите на корелация биха били по-големи, но с оглед на необходимото време за подготовка на полетите, това губи смисъла си.

Построени са множество линейни регресионни уравнения с използване на цялата съвкупност от данни (296 случая) и за всеки от месеците със значим брой мъгли. Трябва да се отбележи, че поради малкия брой паднали мъгли през февруари, март и октомври, информативността на извадката е малка и съответно е необходимо добавяне на още данни (от бъдещи измервания), за да се увеличи стабилността на коефициентите в регресионните уравнения и повиши надеждността на прогнозата.

Полученото уравнение за  $T_n$  на базата на всички случаи с радиационни мъгли е

$$T_n = -0,66 - 0,14T_{n-5} + 1,14Td_{n-5}.$$

Полученото уравнение за  $T_p$  на базата на всички случаи с радиационни мъгли е

$$T_p = 2,97 + 0,89T_n.$$

За оценка на качеството на линейната връзка и качеството на прогнозата могат да бъдат използвани: коефициентът на линейна корелация, три вида грешки (средна грешка, средна абсолютна грешка, стандартна грешка) [9]. Коефициентът на корелация ( $R$ ) определя качеството на линейната връзка между зависимата (предсказвана) и независимата (предсказваща) променлива (променливи). Стандартната грешка на оценката ( $\sigma_{est}$ ) е мярка за точността на прогнозата и служи за оценка за „разпръснатостта“ на изходните данни около регресионната линия. По-коректно е в случая  $\sigma_{est}$  да се нарече средна сума от квадратите на несъответствията [8]. Средната грешка ( $ME$ ) служи за характеризиране отместването на прогнозата и близостта на разпределението на грешките до нормалното ( $ME = 0$ ). Средната абсолютна грешка ( $MAE$ ) служи за оценка на големината на абсолютните отклонения. При случайни грешки (подчинени на нормалния закон) е в сила  $MAE = 0,8RMSE$ , където  $RMSE$  е средно квадратичната грешка.

В табл. 2 са представени оценките на регресионните уравнения. С наклонен шрифт са дадени оценките, получени с помощта на изведените регресионни уравнения за всеки месец поотделно, а с прав шрифт – тези с регресионните уравнения, получени по цялата съвкупност от данни.

Средните отклонения ( $ME$ ), пресметнати с използване на регресионните уравнения за всеки месец, не са дадени в таблицата, понеже те са от порядъка на  $10^{-3}$ . При използване на регресионното уравнение, даващо температурата на падане на мъглата, най-големи са стойностите на  $ME$  за месеците януари и декември, като през януари тенденцията е да се прогнозира падане на радиационна мъгла при по-ниски температури от реално наблюдаваните, а през декември – по-високи. Това би довело до грешка в прогнозата на падане на мъгла с около 1 час, което е сравнително добра точност от гледна точка на планирането на полетите.

При оценката на температурата на разсейване на мъглите най-съществено отклонение е през февруари – прогнозата по регресионното уравнение дава разсейване на мъглата при достигане на по-високи температури от реално регистрираните. Такава тенденция се наблюдава и за месец март. Причината за това може да бъде обяснена с факта, че повишаването на приземната температура не е единственият фактор, водещ до разсейване на мъглите.

**Таблица 2.** Оценки на регресионните уравнения

Грешки Месец	Ср. грешка ( <i>ME</i> ) [°C]	Ср. абсолютна грешка ( <i>MAE</i> ) [°C]	Коефициент на корелация ( <i>R</i> )	Стандартна грешка ( $\sigma_{est}$ ) [°C]
за $T_n$ – всички случаи	-0,01	1,52	0,95	1,82
Помесечно за $T_n$				
Януари	-0,56	1,56 1,66	0,94	2,52 2,4
Февруари	0,03	1,54 1,26	0,96	2,04 1,87
Март	0,36	1,16 0,96	0,93	1,84 1,59
Октомври	-0,15	1,16 1,07	0,93	1,61 1,53
Ноември	0,36	1,79 1,81	0,95	2,54 2,49
Декември	0,6	1,43 1,32	0,97	1,87 1,74
за $T_p$ – всички случаи	-0,0003	2,4	0,89	3,09
Помесечно за $T_p$				
Януари	-0,03	2,58 2,52	0,87	3,24 3,22
Февруари	-1,82	2,83 2,42	0,87	3,74 3,16
Март	-0,61	1,84 1,85	0,82	2,5 2,38
Октомври	0,26	1,72 1,67	0,77	2,61 2,56
Ноември	0,15	2,14 2,16	0,93	2,74 2,73
Декември	0,19	2,34 2,31	0,89	3,01 2,99

Стойностите на средните абсолютни (*MAE*) и стандартни грешки ( $\sigma_{est}$ ) показват, че данните от наблюденията са добре групирани около регресионните линии. Това е валидно в по-голяма степен за температурата на падане на мъглата, отколкото за температурата на разсейване на мъглата. Анализът на данните (*XY-scatter plot*) показва, че по-големите грешки се дължат на отклонението от регресионните прави на единични случаи, при които най-вероятно са се намесили други фактори, водещи до образуването или разсейването на мъглите. Този извод е подкрепен и при анализа на грешките, получени след построяване на регресионни прави за отделните месеци (наклонените числа в табл. 2). Разликите между тези грешки и грешките при използване на регресионните уравнения за цялата съвкупност данни са малки.

Анализът на грешките при прогноза на  $T_n$  с използване на регресионните уравнения за цялата съвкупност от данни показва, че те са случайни, с разпределение, много близко до нормалното. В повечето от случаите  $ME \approx 0$ ;  $MAE \approx 0,8RMSE$ ; а  $R > 0,93$ . Това не е валидно за месеците с по-малък брой мъгли (февруари, март, октомври).

За  $T_p$  линейната връзка е по-слаба –  $R$  е около 0,90, и само в няколко случая  $MAE \approx 0,8RMSE$ .

Направени са оценки за значимостта на корелационните коефициенти чрез дисперсионен анализ. Използван е т.нар.  $F$ -критерий [8]. При ниво на значимост 0,05 и зададените параметри на съвкупността от всички данни, по които са намерени регресионните уравнения, критичните стойности на  $F$  са съответно 2,64 и 3,03, а изчислените стойности на  $F$  са съответно 4,6 и 4,0 за уравненията за  $T_n$  и  $T_p$ . Това потвърждава наличието на статистически значима зависимост между  $T_n$  и  $T_p$ , от една страна, и  $T_n$ ,  $T_{n-5}$  и  $Td_{-5}$ , от друга.

При анализарането на резултатите от регресионния анализ, проведен по данните за отделните месеци, се оказва, че изчислените стойности на  $F$ -критерия са по-малки от критичните за месеците март и октомври, т.е. зависимостта на  $T_n$  и  $T_p$  от предикторите е статистически незначима. Това явно се дължи на малкия брой данни за тези месеци.

### 4.3. ТЕСТ НА РЕГРЕСИОННИТЕ УРАВНЕНИЯ

Получените резултатите са оценени като много добри. Следващата стъпка е оценка на регресионните уравнения по независима съвкупност. За целта са използвани данните за радиационните мъгли за периода януари 2012 г.– февруари 2014 г., които не са включвани при построяването на регресионните уравнения. През 2012 г. от общо 46 паднали мъгли 16 случая отговарят на условията за радиационна мъгла (7 през януари, 3 през февруари, 1 през октомври, 4 през ноември и 1 през декември). През 2013 г. случаите с радиационни мъгли са 10, а през първите 2 месеца на 2014 г. – 7. Независимата извадка, по която са оценени регресионните уравнения, е общо от 33 случая с радиационни мъгли на летище Пловдив.

В табл. 3 са представени грешките при пресмятането на  $T_n$  и  $T_p$  за независимата съвкупност (2012–2014 г.). Стойностите в таблицата са изчислени при използване на регресионните уравнения, получени по цялата съвкупност от данни за периода 1980–2011 г.

**Таблица 3.** Оценки на регресионните уравнения по данните за 2012–2014 г.

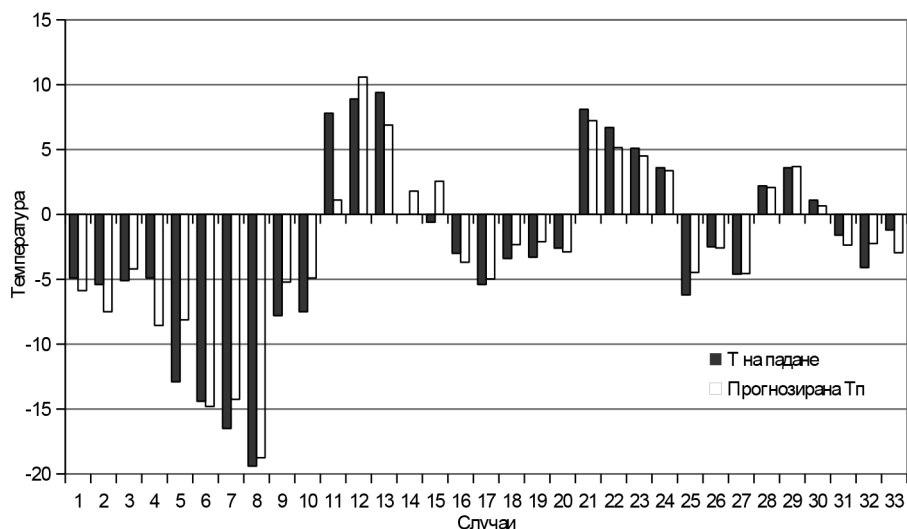
Грешки	Ср. грешка (ME) [°C]	Ср. абсолютна грешка (MAE) [°C]	Коефициент на корелация (R)	Стандартна грешка ( $\sigma_{est}$ ) [°C]
$T_n$	0,17	1,59	0,95	2,12
$T_p$	-0,1	2,34	0,92	3,11

Използването на регресионните уравнения, получени по данни за отделните месеци, не променят съществено стойностите на оценките, дадени в таблицата.

На фиг. 7 и 8 са представени графики на измерените и прогнозираните по регресионните уравнения температури на падане и на разсейване на мъглите за 2012–2014 г. Очевидно е, че разликите между прогнозните и действителни-



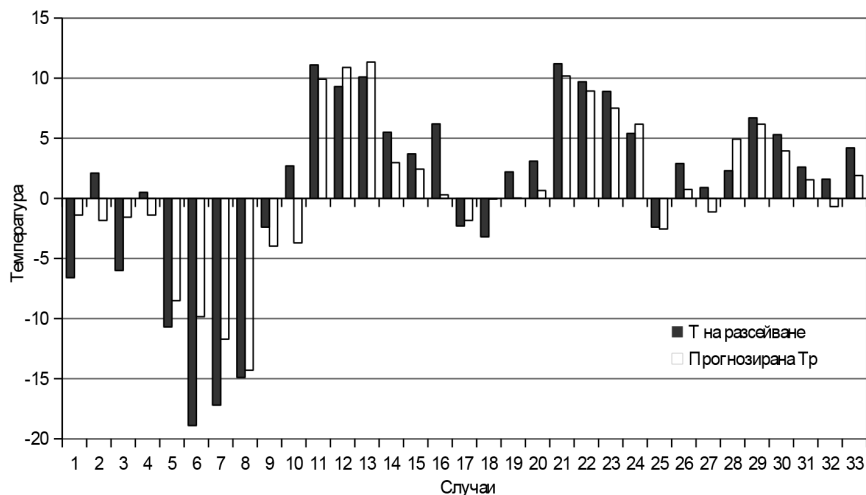
те температури са малки, което е основание да се предложи използването на регресионните уравнения в практиката при оценка вероятността за падане и разсейване на радиационни мъгли на летище Пловдив.



**Фиг. 7.** Температура на падане на радиационна мъгла – 2012–2014 г.

На графиките са очевидни и няколко съществени разлики между прогнозираните и наблюдаваните температури. Например на фиг. 7 при 5-ти случай (29.01.2012 г.) прогнозната температура за падане на радиационна мъгла е  $-8,1\text{ }^{\circ}\text{C}$ , измерената  $T_{п-5}$  е  $-4,5\text{ }^{\circ}\text{C}$ , мъгла е паднала при  $-12,9\text{ }^{\circ}\text{C}$ . Понижение на температурата с  $8,4\text{ }^{\circ}\text{C}$  за 5 часа е необичайно голямо и вероятно не се дължи единствено на радиационно охлаждане. Анализът на синоптичната обстановка в края на януари 2012 г. показва, че територията на България попада в южната периферия на обширен антициклон с център над Скандинавския полуостров. Времето е тихо. Във височина над 800 hPa е разположен сух и относително топъл въздух.

През нощните часове се формира мощна приземна инверсия на температурата. През деня температурната инверсия се трансформира в приповдигнатата. Съществено е да се отбележи в този случай, че мъглата се образува в 22:00 часа, след изясняване на небето (отчетена е само разкъсана висока облачност), над снежна покривка с дебелина над 15 cm и е характеризирана като „мъгла, отлагаща скреж“ (49 от FM-12 SYNOP).



**Фиг. 8.** Температура на разсейване на радиационна мъгла за 2012–2014 г.

На фиг. 8, най-голямо разминаване между действителната температура на разсейване на радиационните мъгли и прогнозираната е при случай 6 (30.01.2012 г.). При него мъглата е паднала в 23:00 часа при температура  $-14,4\text{ }^{\circ}\text{C}$ , а се е разсеяла при температура  $-18,9\text{ }^{\circ}\text{C}$ . Синоптичните условия са почти същите, както при случай 5. Мъглата отново е характеризирана като „мъгла, отлагаща скреж“.

Тези два случая (5 и 6) показват необходимостта от специално разглеждане на преохладените мъгли с отлагане на скреж, при които са важни микрофизичните процеси при образуване и разсейване на мъглата. При наличието на снежна покривка (лед) пъргавината на наситените водните пари е по-малка от тази над водна повърхност. И в двата случая относителната влажност на въздуха в момента на формиране на мъглата е била 92 %. Отлагането на скреж води до намаление на водността на въздуха в приземния слой и до образуване и разсейване на мъглите при по-ниски температури от прогнозираните.

Голяма разлика между прогнозираната и наблюдаваната температура на падане на мъглата на фиг. 7 има и при 11-ти случай (27.10.2012 г.). Мъглата е паднала при  $7,8\text{ }^{\circ}\text{C}$  (в 09:00 часа), като температурата  $T_{n-5}$  е била  $6,1\text{ }^{\circ}\text{C}$ . Анализът на синоптичната обстановка показва, че над територията на България е преминал слабоизразен топъл фронт на средиземноморски циклон и слаб полъх ( $1-2\text{ m s}^{-1}$ ) от югоизток пренася влажен, относително топъл въздух над летище Пловдив.

От последното става ясно, че за по-надеждно прогнозиране на мъглите на летище Пловдив в случаите с промяна на режима на падане и разсейване на мъглите (от радиационен към радиационно-адвективен) е необходимо

използването и на синоптичната прогноза. Друга възможност е изведените регресионни уравнения да се прилагат при всяко ново получаване на данни от наблюденията (ежечасно), при което при актуализирането на  $T$ ,  $T_{n-5}$  и  $Td_{.5}$  ще се актуализира и прогнозата за  $T_n$  и  $T_p$ .

## 5. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В настоящото изследване е проведен климатичен анализ на формирането и разсейването на радиационните мъгли на летище Пловдив. Определени са най-важните за целите на авиационното осигуряване характеристики на мъглите. Получени са регресионни уравнения, с помощта на които може да се определят температурите на падане и разсейване на радиационните мъгли на летището по данни от ежечасните метеорологични наблюдения. Проверката на регресионните уравнения по независима извадка от случаи с мъгла показва възможността за прилагане на използвания подход в непосредственото метеорологично осигуряване при прогнозата на радиационни мъгли на летище Пловдив. Предстои включване на получените уравнения в системата за вътрешен обмен на метеорологични данни и продукти на ВВС.

## ЛИТЕРАТУРА

- [1] COST 722, Short range forecasting methods of fog, visibility and low clouds. EU22978, 2008.
- [2]. Годев, Н., Синоптична метеорология. София, 1976.
- [3] Saunders, W. E. *Meteorol. Mag.*, 1950, **79**, 213.
- [4] Зверев, А.С. Синоптическая метеорология. Ленинград, 1977.
- [5] Богаткин, О. Г. Авиационная метеорология. Санкт-Петербург, 2005.
- [6] Богаткин, О. Г. Авиационные прогнозы погоды. Санкт-Петербург, 2010.
- [7] Syrakova, M., V. Mateev. *Bulgarian Geophysical Journal*, 2009, **35**, 33.
- [8] Сираков, Д., Статистически методи в метеорологията. София, 1981.
- [9] Русев, А. Изследване на радиационните мъгли на летище Пловдив. Дипломна работа, ОКС „Магистър“, Физически факултет на СУ, кат. „Метеорология и геофизика“, 2013.

---

## МЕТОД ЗА ПРОГНОЗА НА РАДИАЦИОННИ МЪГЛИ НАД ЛЕТИЩЕ БУРГАС

ЕЛЕНА ТОПУЗОВА<sup>1,2</sup>, НИКОЛАЙ РАЧЕВ<sup>2</sup>

<sup>1</sup> ДП „РВД“, ЛЦ за ОВД Бургас, РПЦ, София

<sup>2</sup> Катедра „Метеорология и геофизика“

*Елена Топузова, Николай Рачев.* МЕТОД ЗА ПРОГНОЗА НА РАДИАЦИОННИ  
МЪГЛИ НАД ЛЕТИЩЕ БУРГАС

Анализирани са 112 случая с мъгла на летище Бургас през периода 2010–2015 г. Приложен е методът на Saunders за прогноза на температурата на точката на мъглата по данните от атмосферните аерологични сондажи и приземните наблюдения. Установено е, че за близо 80% от случаите на радиационни и адвективно-радиационни мъгли този прогностичен метод е успешен. Установено е също така, че методът е неприложим за мъглите, формиращи при доминация на адвективния фактор.

*Elena Topuzova, Nikolay Rachev.* A FORECASTING METHOD OF THE RADIATION  
FOGS AT BURGAS AIRPORT

One hundred twelve fogs at Burgas airport during 2010–2015 period are analyzed. The Saunders' forecasting method of the fog point temperature by means of aerological sounding data and surface weather observations is used. It is established that the method is reliable for 80% of the cases of radiation or radiation-advection fogs. It is established also that Saunders' method is inapplicable to the fogs formed under domination of the advection.

*Keywords:* fog

*PACS numbers:* 92.60.-e

---

*За контакти:* Елена Топузова, Катедра „Метеорология и геофизика“, Физически факултет, Софийски университет „Св. Климент Охридски“, бул. „Джеймс Баучър“ 5, София 1164, тел.: +359 2 9623157, факс: +359 2 962 52 76; E-mail: elipeter780@yahoo.com

## 1. УВОД

Сигурността на авиационните полети се определя от летателните апарати, техническото оборудване на летищата, квалификацията на летателния и обезпечавачия състав и метеорологичните условия. Понастоящем общата тенденция за намаляване на авиационните инциденти се дължи главно на усъвършенстване на летателните апарати, подобряване на техническото осигуряване на полетите и повишаване на квалификацията на пилотите. В значително по-малка степен обаче намаляват инцидентите поради опасните метеорологични условия [1]. Около 30–35% от самолетните катастрофи в САЩ са вследствие на опасни метеорологични условия, като мъглата и ниската облачност са основната причина за 60–70% от тях. Ето защо надеждните прогнози на мъглите и ниската облачност са от съществено значение за минимизиране на негативните ефекти от намалената видимост върху сигурността на полетите.

Формирането или разсейването на мъглите е резултат от съвместното влияние на многобройни и различни по естество физични фактори. Съществено е и специфичното влияние на локалните условия. Видимо това са основните причини, поради които въпреки многото разработени статистически, синоптични, числени, с използване на спътникова информация и др. методи за прогноза на мъглите засега за тази цел все още да не се разполага с достатъчно надеждна методика [2]. Като правило предлаганите методи не са и всеобхватни. Те са успешни само в рамките на районите, за които са създадени [3]. Например приложимостта на статистическите методи, оценяващи по емпирични данни редица параметри, е ограничена само за конкретни физико-географски условия [3–5]. Поради трудностите при отчитане на местните ефекти и процесите в граничния слой числените модели за прогноза на времето също не са достатъчно ефективни при прогнозирането на мъгла и ниска облачност. Допълнително препятствие при тях е и изискването за висока хоризонтална (около 1 km) и вертикална разделителна способност, което води до проблеми с коректното задаване на началните условия [3]. Методите за прогноза с използване на синоптична информация [3, 6, 7] също имат своите затруднения, свързани с покритието на синоптичната мрежа, честотата на наблюденията и самите измервани характеристики.

Един метод за прогноза на мъгли, разработен и верифициран за определен район, не може със същия успех директно да бъде приложен и за друг район [3]. Поради тази причина за успешна прогноза на мъгли често се разчита на професионалния опит на местните метеоролози и използването на редица емпирични правила. Така очертаната актуална ситуация налага извода, че за надеждно прогнозиране на мъглите е необходимо да се използват комбинации от различни методи, с което да се осигури възможно най-пълно използване на информацията от метеорологичните измервания, числените модели и адекватно отчитане на спецификата на разглеждания район.

Целта на настоящото изследване е да се провери дали разработената от Saunders [6] техника за прогноза на радиационни мъгли с нейните модификации може да бъде успешно използвана за прогноза на мъгла на летище Бургас. Този метод се прилага оперативно с много добри резултати от UKMetoffice за прогноза на температурата на формиране на мъглата [8]. Основен проблем за използване на метода е липсата на представителен аерологичен сондаж за мястото, в което ще се прогнозира формирането на мъгла. При решаването на този проблем в настоящата работа са използвани прогностични аерологични сондажи от числен модел за прогноза на времето [9] и данни от преки измервания на летище Бургас [10]. Периодът на изследването е 2010–2015 г. с 112 регистрирани случая с мъгла, основна причина за формирането на която са радиационните фактори. В последната част на работата са приведени няколко случая, за които методът на Saunders не води до удовлетворителни резултати, като чрез анализ на конкретните синоптични обстановки са установени причините за това.

## 2. МЕТОД НА SAUNDERS ЗА ПРОГНОЗА НА РАДИАЦИОННА МЪГЛА

В литературата се предлагат редица методи за определяне на температурата на формиране на мъглата, а от там и прогнозата на мъгла в дадена метеорологична станция. Докато някои от техниките използват само приземната температура и влажността в станцията [11], то методът на Saunders [6] се базира на допълнителна обработка на аерологичните диаграми и информацията за промените на температурата и температурата на точката на оросяване във височина.

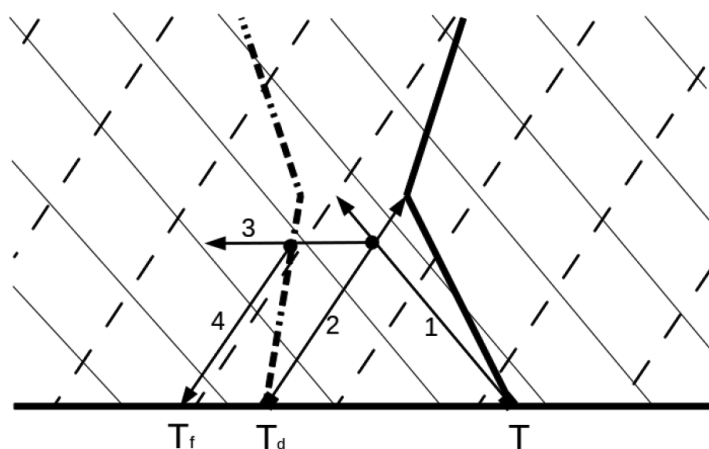
Силното радиационно охлаждане на земната повърхност води до постепенно насищане на водната пара в слоя на непосредствен контакт. С понижаване на температурата на повърхността до точката на оросяване ( $T_d$ ) започва отлагането на роса, с което точката на оросяване на приземния въздух постепенно се понижава. Чрез дифузия от по-високите нива постъпва водна пара, възстановяваща частично влагосъдържанието на въздуха в приземния слой, намалено при отлагането на росата. За формирането на мъгла е необходимо температурата на въздуха да падне под точката на оросяване на въздушната маса [8]. Температурата, при която се образува мъгла, се нарича точка на мъглата ( $T_p$ ). Разликата между  $T_d$  и  $T_f$  зависи от разпределението на водната пара в най-ниските 30–50 hPa от атмосферата (около 240–400 m). Методът на Saunders отчита това важно обстоятелство, като включва допълнително и информацията за вертикалната стратификация в ниските слоеве на атмосферата. По този начин, макар и неявно, той отчита някои важни физични процеси при образуване на мъглите.

Методиката на Saunders за определяне на температурата на точката на мъглата ( $T_f$ ) се състои от следните стандартни стъпки, илюстрирани на тефиграмата на фиг. 1.

1. Намира се точката на Норманд, като от точка  $T$  се прекарва правата 1, успоредна на сухата адиабата, а от точка  $T_d$  се прекарва правата 2, успоредна на изограмите. Точката, където правите се пресичат, е точката на Норманд, наричана също ниво на кондензация (Lifting Condensation Level (LCL)).

2. На това ниво се прекарва изобарата 3 до пресичането ѝ с кривата на  $T_d$ .

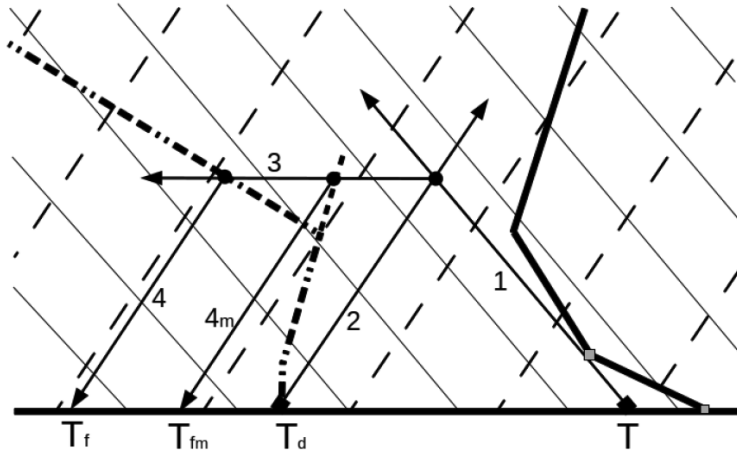
3. От точката на пресичане на изобарата 3 и кривата на  $T_d$  успоредно на изограмите се прекарва правата 4 до пресичането на приземната изобара. Температурата в тази пресечна точка е точката на мъглата  $T_f$ .



**Фиг. 1.** Процедура на Saunders за определяне точка на мъглата  $T_f$ . Тънките непрекъснати линии са сухите адиабати, прекъснатите линии са изограмите. Аерологичната диаграма е само за ниските слоеве на тропосферата (до около 800 hPa)

В повечето случаи описаната процедура дава много добри резултати. Saunders обаче установява, че при определени профили на температурата и температурата на точката на оросяване методиката изисква известно модифициране. Той предлага три модификации на стандартната процедура от фиг. 1. Те са, както следва.

I. При свръхадиабатен температурен градиент при земята той не се отчита, а за определяне на точката на Норманд се използва само частта от кривата на стратификация над свръхадиабатния градиент (фиг. 2).



Фиг. 2. Модифицирана конструкция на Saunders [6] от I и II тип

II. При наличие на много по-сух въздух във височина, както се вижда от фиг. 2, стандартната процедура дава нереалистично ниска температура на точката на мъглата. В този случай долната част от кривата на точката на оросяване се екстраполира във височина, както е показано с прекъснатата линия на фиг. 2. След прекарването на успоредната на изограмите нова линия  $4_m$  се получава по-реалистична температура за точката на мъглата ( $T_{fm}$ ).

III. Когато точката на оросяване при земята е наляво от продължението на горния участък от кривата, т. е. въздухът в слоя с дебелина около 30 hPa (около 240 m) е по-сух от този над него, в зависимост от статичната устойчивост възможните варианти са два. При устойчива стратификация се следва стандартната процедура, а при неустойчива стратификация температурата на точката на мъглата се приема равна на температурата на точката на оросяване при земята ( $T_f = T_d$ ).

Прилагането на метода на Saunders от UKMetoffice [8] включва избор на представителен аерологичен сондаж на атмосферата от 12 UTC и построяване на аерологична диаграма, която може да е модифицирана предварително, ако сондажът не е в станцията на прогнозиране. В този случай на изобарното ниво, съответстващо на измереното в станцията атмосферно налягане, върху диаграмата се нанасят максималната температура и съответната температура на точката на оросяване в разглежданата станция, предполагайки, че вертикалните профили на температурата между станцията, в която е сондажът, и станцията на прогнозата се различават само в ниския приземен слой, а на по-големите височини те съвпадат. Кривите на температурата и точката на оросяване между повърхността и горната граница на граничния слой се модифицират допълнително според конкретните метеорологични условия. Например при ясен слънчев ден и слаб вятър кривата на стратификация в слоя



при земята с дебелина до 20 hPa (около 160 м) се модифицира така, че да представя свръхадиабатния температурен градиент. Подобни модификационни правила за профилите са предложени и за случаите на добре изразена бризова циркулация, облачен ден със слаб вятър и др. Трябва да се отбележи, че тези правила са на базата на метеорологичните наблюдения в станциите на UKMetoffice [8]. Директното им прилагане за други станции, естествено, изисква предварително изследване за влиянието на местните метеорологични условия.

Ако се налага, определената по метода на Saunders точка на мъглата може се коригира в зависимост от очакваните промени на времето. Например при очакван проливен валеж или усилваща се бризова циркулация точката на мъглата трябва да е по-висока от оценената. Ако точка на мъглата е отрицателна, за да се отчете намаленото в резултат на отлагането на скреж влагосъдържащо, формирането на мъглата трябва да е при по-ниска температура [8].

### 3. ИЗПОЛЗВАНА МЕТЕОРОЛОГИЧНА ИНФОРМАЦИЯ И ПРЕДВАРИТЕЛЕН АНАЛИЗ

За определяне броя на случаите с мъгла на летище Бургас през разглеждания период от 01.01.2010 г. до 01.05.2015 г. са използвани редовните авиометеорологични съобщения тип METAR на Световната организация за гражданска авиация (ICAO) [12]. Съответните архиви са свободно достъпни в интернет [10]. Съобщенията METAR са на всеки 30 минути и съдържат данни за вятъра, видимостта, метеорологичните явления в момента на наблюдението, облачността, температурата, точката на оросяване, атмосферното налягане, явления в изтекло време и др. Тези данни позволяват прецизно идентифициране на моментите на падане и разсейване на мъглата. За мъгла се приемат случаите с хоризонтална видимост под 1 km, независимо дали мъглата е повсеместна, частична или на вълма. За край на мъглата се смята моментът, в който тя преминава в димка. От съобщенията METAR за 12 UTC са използвани данните за температурата и температурата на точката на оросяване, а също така и температурата в момента на формиране на мъглата.

След изключването на фронталните мъгли регистрираните през разглеждания период мъгли от радиационен и адвективно-радиационен тип на летище Бургас са 112. В предишни изследвания [13, 14] е стигнато до заключение, че преобладаващите мъгли на летището са от адвективно-радиационен тип (47–61 %) и само малка част са от чисто радиационен тип (4–5 %). Това разделяне по типове мъгли е направено по анализ на синоптичните обстановки, водещи до формиране на мъглите [13, 14], а не по анализ на причините за образуването им. Както е добре известно [11], факторите за формирането на мъглата действат съвместно и затова в повечето случаи е трудно да се идентифицира водещият от тях. В настоящата работа се приема, че радиационните

фактори участват при формирането на мъгла във всичките 112 случая и те са подложени на анализ по метода на Saunders. Това предположение е оправдано в светлината на по-нататъшните резултати, които показват, че най-големите разминавания между прогнозираната и реалната температура на падане на мъглата са обикновено при доминация на адвективния фактор.

Методът на Saunders изисква данни от аерологичен сондаж в мястото на прогнозата, какъвто засега не се прави на летище Бургас. При това положение възможностите са две – да се използва сондажът на най-близката синоптична станция или данните за станцията на прогнозата от числен модел за прогноза на времето. Markova and Mitzeva [15] демонстрират, че за територията на северна България могат да се използват с еднакъв успех както аерологичните сондажи от Букурещ (Румъния) [16], така и прогностичните сондажи от модела GFS [9]. В настоящата работа са използвани аерологичните сондажи в 12 UTC от Истанбул (Турция) [16] и архивни прогностични данни от модела GFS [9].

При избора на представителен аерологичен сондаж на атмосферата за 12 UTC са разгледани следните четири варианта:

1. Сондаж на атмосферата от Истанбул.
2. Сондаж на атмосферата от Истанбул, но модифициран с приземните температура и точка на оросяване от сведението METAR за 12 UTC на летище Бургас.
3. Прогностичен сондаж за летище Бургас от модела GFS.
4. Прогностичен сондаж за летище Бургас от модела GFS, но модифициран с приземните температура и точка на оросяване от сведението METAR за 12 UTC за летището.

След прилагане на метода на Saunders за прогноза на точката на мъглата последната е сравнена с наблюдаваната температура при формиране на мъгла на летище Бургас. При необходимост са използвани описаните в предишния параграф модификации на метода от I и II тип. Резултатите от сравнението за пет произволно избрани случая с радиационна или адвективно-радиационна мъгла над летището от 2014 г. са представени в табл. 1. В първата колона на табл. 1 са дадени датите и часа на формиране и дисипиране на мъглата. Във втората колона е измерената температура ( $T_{\text{fog}}$ ) при образуването на мъглата според редовното летищно сведение METAR. В трета и четвърта колона са дадени резултатите, получени за температурата на точката на мъглата ( $T_f$ ) от сондажа на атмосферата за Истанбул, съответно без и с модифициране на приземната температура, и точка на оросяване от сведението METAR за 12 UTC за летище Бургас. В петата и шестата колона са дадени температурата на точката на мъглата  $T_f$  пресметната чрез представителни сондажи от прогностичния числен модел GFS, съответно без и с модифициране на приземната температура, и точка на оросяване от сведението METAR за 12 UTC в летище Бургас. В скобите е представена разликата  $T_f - T_{\text{fog}}$ .

**Таблица 1.** Температура на точката на мъглата по метода на Saunders при използване на модифицирани и немодифицирани атмосферни сондажи от Истанбул и прогностичния сондаж на GFS за летище Бургас

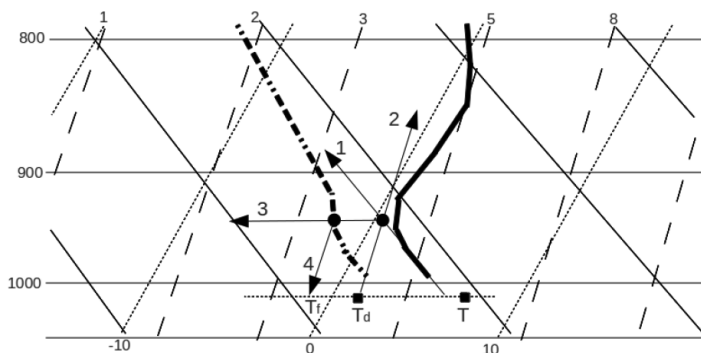
Случаи с мъгла за летище Бургас	$T_{\text{fog}}$ Бургас [°C]	$T_f$ Истанбул [°C]	$T_f$ Истанбул mod [°C]	$T_f$ GFS [°C]	$T_f$ GFS mod [°C]
06.01.2014 г. 21:30-09:00 UTC	3	-1,5 (-4,5)	-1 (-4)	6,5 (3,5)	6 (3)
08.01.2014 г. 02:00-09:30 UTC	5	2,5 (-2,5)	3 (-2)	4 (-1)	3,5 (-1,5)
19.02.2014 г. 02:00-06:00 UTC	6	4 (-2)	5 (-1)	0 (-6)	6 (0)
07.03.2014 г. 01:00-07:00 UTC	4	-1 (-5)	-1 (-5)	4,5 (0,5)	4,5 (0,5)
12.04.2014 г. 01:30-04:00 UTC	4	6,5 (2,5)	5 (1)	2 (-2)	2,5 (-1,5)

Прегледът на табл. 1 води до следните изводи. Най-големи разлики  $T_f - T_{\text{fog}}$  има при използването на аерологичния сондаж от Истанбул, като те намаляват след замяната на приземните температура и точка на оросяване с тези от Бургас. Използването на прогностичния атмосферен сондаж на GFS подобрява съответствието между измерената и прогнозираната температура при образуване на мъглата в три от случаите. Най-малко е средното отклонение  $T_f - T_{\text{fog}}$  при използване на модифициран при земята прогностичен сондаж на GFS. Тези изводи са в съответствие и с резултатите от предишни изследвания [15].

#### 4. РЕЗУЛТАТИ

Прилагането на метода на Saunders е демонстрирано на фиг. 3 за една конкретна ситуация с мъгла на летище Бургас, формирала се на 07.02.2014 г. преди изгрева на слънцето. Плътните линии на тефиграмата са прогностичният сондаж на числения модел GFS за 12 UTC на 06.02.2014 г. Използваната версия на модела GFS е с хоризонтална разделителна способност от  $1^\circ \times 1^\circ$  и е невъзможно да опише добре орографските особености на разглеждания район – съответно да прогнозира добре приземните температура и точка на оросяване. На фиг. 3 се вижда, че кривите на  $T$  и  $T_d$  са с начало малко над изобара 1000 hPa. Първоначалната модификация на тефиграмата се състои в определяне на изобарното ниво на станцията по данни от измерванията и нанасяне върху него на измерените в 12 UTC на летище Бургас температура и точка на оросяване от сведението METAR. Това са точките  $T = 7^\circ\text{C}$  и  $T_d = 1^\circ\text{C}$ . От кривата на стратификацията веднага се забелязва, че вертикалният температурен градиент при земната повърхност е по-голям от адиабатния. Очевидно е, че

се налага модификация на диаграмата от I тип, т.е. да се използва участъкът от кривата на стратификация над свръхадиабатния (фиг. 3). В крайна сметка модифицираната процедура на Saunders дава  $T_f = -1^\circ\text{C}$ . Точно толкова е и измерената температура на формиране на мъглата  $T_{\text{fog}}$ .



**Фиг. 3.** Прогноза на точката на мъглата по метода на Saunders по сондаж от 06.02.2014 г., 12 UTC. Непрекъснатите хоризонтални линии са изобари, непрекъснатите наклонени линии са сухи адиабати, прекъснатите линии са изограми, наклонените пунктирани линии са изотерми, хоризонталната пунктирана линия е изобарата за летище Бургас. Аерологичната диаграма е за ниските слоеве на тропосферата (до около 800 hPa)

Методът на Saunders е приложен за всичките 112 ситуации с радиационни и адвективно-радиационни мъгли над летище Бургас за периода от 01.01.2010 г. до 01.05.2015 г. В 54 от случаите мъглата е паднала в ранните утринни часове и е използван прогностичният сондаж от 12 UTC на предишния ден. В останалите 58 случая мъглата се е формирала в следобедните или вечерните часове и е използван прогностичният сондаж от 12 UTC на същия ден. В някои от случаите са прилагани модификации от I и II тип. При модификация от II тип температурата на точката на оросяване е екстраполирана линейно във височина до ниво около 900 hPa.

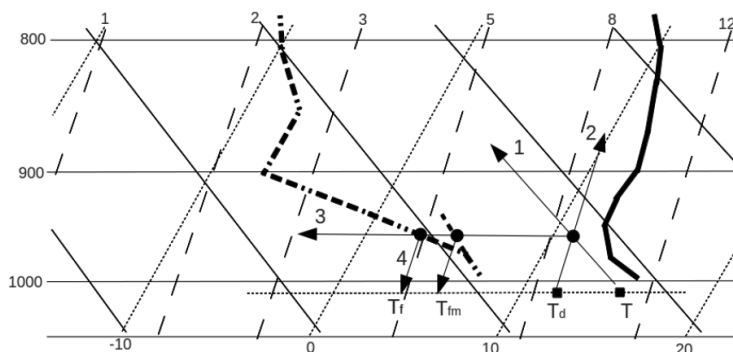
Получената по метода на Saunders температура на точката на мъглата ( $T_f$ ) е сравнена с реалната температура ( $T_{\text{fog}}$ ), при която се е формирала мъгла според сведенията METAR. Получените резултати са представени чрез честотната табл. 2. Стълбовете на таблицата съответстват на абсолютните стойности на разликата  $T_f - T_{\text{fog}}$ . Нулата означава съвпадение на двете температури, единицата разминаване от  $1^\circ\text{C}$ , двойката от  $2^\circ\text{C}$  и т.н. В първия ред е броят на случаите със съответното разминаване на температурите, във втория – процентът от всички случаи с мъгла, а в третия – броят на случаите в проценти от общия брой с разминаване, по-малко или равно на съответната температурна разлика между прогнозираната по метода на Saunders температура и температурата от сведението METAR.

**Таблица 2.** Класификация на случаите с мъгла по разминаването между прогнозираната по метода на Saunders и измерената от сведението METAR температура на формиране на мъгла

$ T_f - T_{fog} $ [°C]	0	1	2	3	4	5	>5
Брой	31	40	17	8	4	1	11
%	27,7	35,7	15,2	7,1	3,6	0,9	9,8
Кумулативен %	27,7	63,4	78,6	85,7	89,3	90,2	100

Както се вижда, в 31 от случаите, или 27,7 % от общия брой, методът прогнозира точно температурата на формиране на мъглата. Абсолютната стойност на разликата  $|T_f - T_{fog}|$  е по-малка или равна на 2 °C в 78,6 % от случаите. Трябва да се отбележи, че докато в 55 от случаите  $T_f < T_{fog}$ , то  $T_f > T_{fog}$  само в 26 случая. Това показва, че прилагането на метода на Saunders върху всички случаи с мъгла над летище Бургас има тенденция да прогнозира по-ниска точка на формиране на мъгла от реално измерената. Този резултат можеше да се очаква, като се има предвид, че методът отчита предимно радиационните фактори, а както е показано в [13, 14], адвективните фактори имат не по-малко значение при формиране на мъглите над летище Бургас. В подкрепа на това е и фактът, че всички случаи с  $|T_f - T_{fog}| > 3$  °C са при  $T_f < T_{fog}$ .

За изясняване на причините, поради които в 14,3 % от случаите методът на Saunders не води до удовлетворителни резултати, са анализирани синоптичните обстановки в 16 от случаите с  $T_{fog} - T_f > 4$  °C. Един от тези случаи е от 09.11.2013 г., показан на фиг. 4. Прилагането на метода на Saunders с използване на измерените  $T$  и  $T_d$  дава точка на мъглата  $T_f = 4$  °C. При модифициране на метода от II тип (много сух въздух във височина) определената точка на мъглата е  $T_{fm} = 6$  °C (фиг. 4). Тази температура е далеч от фактическата температура на формиране на мъглата  $T_{fog} = 11$  °C. За конкретния случай се оказва, че е по-добре да се приложат препоръките на UKMetOffice [8], според които при наличие на приповдигната инверсия е желателно да се предположи  $T_f = T_d$ .



**Фиг. 4.** Определяне на точката на мъглата по метода на Saunders по сондаж от 09.11.2013 г., 12 UTC. Описанието на линиите е, както на фиг. 3

Анализирана е синоптичната обстановка на 09.11.2013 г. [17, 18], при която източните райони от България са разположени в югозападната част на антициклон с център над югозападна Русия. На ниво 500 hPa територията на България се намира в предната част на дълбока барична долина. Въздушната маса е топла, суха, устойчиво стратифицирана, с приповдигната инверсия около ниво 900 hPa. В следобедните часове настъпва бързо преустройство на баричното поле и се формира баричен гребен над Черно море и п-в Мала Азия. Приземният вятър се преориентира от изток и достига скорост около  $10 \text{ m s}^{-1}$ . Тъй като температурата на морската повърхност е по-висока от тази на сушата, мъглата се формира от адвекцията на относително топъл и влажен морски въздух, който след стихване на вятъра в късните вечерни часове се охлажда радиационно.

Аерологичният прогностичен сондаж на 14.01.2015 г. е качествено подобен на този от 09.11.2013 г., но с още по-добре изразена приповдигната температурна инверсия в слоя 950–850 hPa и много сух въздух във височина (специфичната влажност при насищане намалява от  $5 \text{ g kg}^{-1}$  при земята до  $0,4 \text{ g kg}^{-1}$  на ниво 750 hPa). Прилагането на метода на Saunders дава нереалистично ниска точка на мъглата. Очевидно и в този случай причините за формиране на мъглата не са само радиационни, което следва и от данните от наблюденията – в 12 UTC е определена  $T_d = -1 \text{ }^\circ\text{C}$ , а мъглата се формира при по-висока температура  $T_{\text{fog}} = 1 \text{ }^\circ\text{C}$ . Анализът на синоптичната обстановка на 14.01.2015 г. показва, че територията на България се намира под влиянието на антициклонално барично поле, във вечерните часове се формира баричен гребен над п-в Мала Азия, вятърът се преориентира от WSW със скорост  $3\text{--}4 \text{ m s}^{-1}$ . И в този случай основните причини за образуване на мъгла са адвективни.

На 30.09.2012 г. също има голямо разминаване между  $T_f$  и  $T_{\text{fog}}$ . И в този случай над влажния приземен въздух е разположен по-сух въздух. Специфичната влажност при насищане намалява от  $12 \text{ g kg}^{-1}$  при земята до  $4,5 \text{ g kg}^{-1}$  на ниво 900 hPa. Територията на България попада в размито барично поле с формиране на баричен гребен над Черно море. В следобедните часове вятърът се преориентира от изток със скорост до  $10 \text{ m s}^{-1}$ . Характерното в случая е формирането във вечерните часове на ниска стратусова облачност с височина на долната граница около 300 m. Най-вероятната причина за регистрираната на летище Бургас мъгла е снижение на ниската облачност. В потвърждение на това е и фактът, че в намиращата се на около 10 km от летището синоптична станция на НИМХ в Бургас няма регистрирана мъгла [17]. В предишни изследвания е показано, че около 12 % от мъглите в Бургас се формират при снижение на ниска облачност [14].

Анализът на останалите случаи с мъгла на летище Бургас с  $T_{\text{fog}} - T_f > 4 \text{ }^\circ\text{C}$  показва, че и при тях преобладаващите причини за формиране на мъгла са адвективни. Най-често наличието на много по-сух въздух във височина е причината за по-ниската температура на точката на мъглата, получена по метода на Saunders. В тези случаи методът не води до удовлетворителни резултати

и надеждното прогнозиране на мъгла изисква детайлен анализ на синоптичната обстановка. Провеждането на синоптичен анализ е наложително и при случаите на необходимост от значително предварително модифициране на прогностичния сондаж при земята, при голяма разлика между измерените и прогнозните температури.

Точността на глобалните модели за числена прогноза на времето също налагат ограничения върху използването на метода на Saunders. Използваният в настоящата работа модел GFS е с разделителна способност  $1^{\circ} \times 1^{\circ}$ . Използването на прогностичните сондажи от локален модел с по-добра разделителна способност естествено е за предпочитане. Доколкото данните за температурата в съобщенията METAR са закръглени към цяло число, то това също оказва влияние върху резултатите от прилагането на метода на Saunders.

Настоящата работа трябва да бъде продължена със сравняване на прогнозираната по метода на Saunders точка на мъглата и прогнозираната от локален числен модел минимална приземна температура. Наложително е също така да се анализират и случаите без мъгла на летище Бургас, за да се оцени доколко методът на Saunders не води до т. нар. „фалшиви аларми“.

В практиката на UKMetOffice [8] е прието правилото, че мъгла не може да се очаква, ако температурата на точката на мъглата е с  $2^{\circ}\text{C}$  (или повече) по-висока от прогнозната минимална температура. Ако се приеме, че при настоящото изследване прогнозата е успешна при разлика до  $2^{\circ}\text{C}$  между температурата на точката на мъглата и измерената температура при формиране на мъглата ( $|T_f - T_{\text{fog}}| \leq 2^{\circ}\text{C}$ ), то в поне 78,6 % от случаите методът на Saunders е успешен (табл. 2). В този смисъл може да се каже, че методът е приложим при прогноза на радиационните и адвективно-радиационните мъгли на летище Бургас.

## 5. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Резултатите от анализа на 112-те случая на мъгла от радиационен и адвективно-радиационен тип през периода от 01.01.2010–01.05.2015 г., дават основание да се твърди, че методът на Saunders за прогноза на образуването на мъгла е приложим за летище Бургас. Резултатите са надеждни след предварително модифициране на прогностичните сондажи с измерените приземни температура и температура на точката на оросяване, взети от сведенията METAR за летище Бургас, и с евентуални модификации на метода от I и II тип.

Анализът показва, че прилагането на метода на Saunders не е удачно в случаите на мъгла на летище Бургас, във формирането на която доминира адвективният фактор. Нереалистично ниска температура на прогнозната точка на мъглата се получава и при наличието във височина на много по-сух въздух.

Резултатите от предишни изследвания [13, 14] показват, че преобладаващите мъгли на летище Бургас са от адвективно-радиационен и радиационен тип. Отчитайки това, методът на Saunders трябва да бъде в помощ при изгот-

вянето на прогнозите на мъгли в около 60 % от всички случаи с мъгла. Това би било полезно за оперативната работа на авиометеоролозите на летище Бургас и ще доведе до подобряване качеството на краткосрочните 24 часови прогнози.

Настоящото изследване е от т. нар. тип hindcast. То ще бъде продължено чрез прилагане на метода на Saunders в оперативната дейност на авиометеоролозите на летище Бургас с използване на данни от локалния числен прогностичен модел ALADIN на НИМХ към БАН.

**Благодарности.** Настоящото изследване е осъществено с подкрепата на проект BG051 PO001-3.306-0057 „Изграждане на съвременна образователна и научно-изследователска среда за развитието на докторанти, постдокторанти и млади учени във Физическия факултет на СУ „Св. Климент Охридски“.

#### ЛИТЕРАТУРА

- [1] Pearson, D. C. A Study of Weather-Related Fatal Aviation Accidents. NOAA/NWS, 2002, **18**, <http://www.srh.noaa.gov/topics/attach/html/ssd02-18.htm>
- [2] Gultepe, I., R. Tardif, S. C. Michaelides, J. Cermak, A. Bott, J. Bendix, M. D. Mueller, M. Pagowski, B. Hansen, G. Ellrod, W. Jacobs, G. Toth, and S. G. Cober. *Pure appl. Geophys.*, 2007, **164**, 1121. DOI 10.1007/s00024-007-0211-x
- [3] COST 722, Short range forecasting methods of fog, visibility and low clouds, 2003.
- [4] Dejmál K, V. Repal. In: *New aspects of fluid mechanics, heat transfer and environment, WSEAS*, 2010, 283.
- [5] Stolaki, S. N., S. A. Kazadzis, D. V. Foris, and Th. S. Karacostas. *Nat. Hazards Earth Syst. Sci.*, 2009, **9**, 1541.
- [6] Saunders, W. E. *Meteor. Mag.*, 1950, **79**, 213.
- [7] Wantuch, F. *Idojaras*, 2001, **105**, 1, 29.
- [8] Met Office College. Radiation fog forecasting techniques, 30 November 2009.
- [9] [www.ready.noaa.gov/READYamet.php](http://www.ready.noaa.gov/READYamet.php).
- [10] <http://www.ogimet.com/metars.phtml.en>.
- [11] Богаткин, О. Г. Авиационные прогнозы погоды. Санкт-Петербург, 2010.
- [12] WMO. Manual on Codes - International Codes, Volume **I.1**, 2014, 306.
- [13] Топузова, Ел., Н. Рачев. *Ann. de l'Univ. "St. Kl. Ohridski"*, 2015, **108**, 115.
- [14] Иванов, Г. Л. Мъглите на летище Бургас за периода 1985-1991 г., СДК, 1993.
- [15] Markova, B and R. Mitzeva. *Bul. J. Meteo & Hydro*, 2011, **16**, 1, 86.
- [16] <http://weather.uwyo.edu/upperair/sounding.html>.
- [17] [www2.wetter3.de/Archiv/archiv\\_dwd.html](http://www2.wetter3.de/Archiv/archiv_dwd.html).
- [18] [www.meteociel.fr/modeles/archives.php](http://www.meteociel.fr/modeles/archives.php).



ГОДИШНИК НА СОФИЙСКИЯ УНИВЕРСИТЕТ „СВ. КЛИМЕНТ ОХРИДСКИ“  
ФИЗИЧЕСКИ ФАКУЛТЕТ

Том 109

ANNUAL OF SOFIA UNIVERSITY “ST. KLIMENT OHRIDSKI”  
FACULTY OF PHYSICS

Volume 109

---

## ИЗМЕНЕНИЯ НА СРЕДНИТЕ ТЕМПЕРАТУРИ И ВАЛЕЖИ В БЪЛГАРИЯ ЗА ПЕРИОДА 1995–2012 г.

НИКОЛАЙ РАЧЕВ, ДЕСИСЛАВА ДИМИТРОВА

*Катедра „Метеорология и геофизика“*

*Николай Рачев, Десислава Димитрова. ИЗМЕНЕНИЯ НА СРЕДНИТЕ ТЕМПЕРАТУРИ И ВАЛЕЖИ В БЪЛГАРИЯ ЗА ПЕРИОДА 1995–2012 г.*

В работата са оценени тенденциите в измененията на температурата и валежите за територията на България за периода 1995–2012 г. Разгледани са годишните и сезонните трендове за цялата територия на България, а също така и за отделни метеорологични станции. Използвани са синоптични, климатични данни и данни от атмосферни реанализи на ESMWF. Получените оценки за тенденциите са сравнени с аналогични от докладите на IPCC и от други изследвания. Установено е увеличение на средногодишните температури за територията на България през разглеждания период. Валежните суми се характеризират със съществена междугодишна изменчивост, но за периода на разглеждане не се наблюдава значим тренд. Показано е, че в някои случаи данните от атмосферния реанализ ERA-Interim добре описват тенденциите в изменението на температури и могат да бъдат използвани и за климатични изследвания.

---

*За контакти:* Николай Рачев, Катедра „Метеорология и геофизика“, Физически факултет, Софийски университет „Св. Климент Охридски“, бул. „Джеймс Баучър“ 5, 1164 София, тел.: +359 2 8161 289, e-mail: [nick@phys.uni-sofia.bg](mailto:nick@phys.uni-sofia.bg)

*Nikolay Rachev, Desislava Dimitrova.* CHANGES IN AVERAGE TEMPERATURES AND PRECIPITATION IN BULGARIA FOR THE PERIOD 1995–2012

The changes of temperature and precipitation for the territory of Bulgaria for the period 1995–2012 are determined. The annual and seasonal trends for the whole territory of Bulgaria, as well as for individual weather stations are estimated. Synoptic, climatic data and data from atmospheric reanalysis of ECMWF are used. The estimated trends are compared with similar reports from the IPCC and other studies. It was found an increase in annual mean temperatures for the territory of Bulgaria during the period under consideration. Total precipitation is characterized by significant interannual variability, but a significant trend is not observed for the duration of the examined period. It is shown that in some cases, the atmospheric reanalysis data of ERA-Interim are able to describe temperature trends well and can be used for climate research.

*Keywords:* climate variability, Bulgaria

*PACS numbers:* 92.70.Kb, 92.60.Ry

## 1. УВОД

През последните десетилетия една от най-дискутираните теми в обществото са климатичните изменения. Докладите на Между-правителствената експертна група по изменение на климата (IPCC) имат за цел да разгледат направените проучвания и да дадат балансирана оценка на наличната информация за промените в климата и възможностите за намаляване на въздействието им. За периода 1990–2014 г. са публикувани 5 доклада на IPCC [1], в които се документират все повече последици от глобалното затопляне и все по-уверено се твърди, че една от основните причини за наблюдаваните промени е човешката дейност.

Важна част от процеса на определяне на промените в климата на Земята са регионалните климатични изследвания. Показано е, че измененията на средните температури не са еднопосочни по цялото земно кълбо, а едновременно се наблюдават райони с повишаващи се и намаляващи средни температури. Естествено е да бъде потърсен отговор на въпроса какви са измененията за територията на България. През последните години са публикувани няколко изследвания, разглеждащи климатичните изменения за България, но данните, използвани в тях, в повечето случаи не обхващат периода след четвъртия доклад на IPCC [2]. Основната идея на настоящото изследване е да бъдат обработени и анализирани налични данни, достъпни в Internet, за периода 1995–2012 г.

Целта е да бъдат оценени тенденциите в измененията на температурата и валежите за територията на България за периода 1995–2012 г. Разгледани са годишните и сезонните трендове за цялата територия на България, а също така и за отделни метеорологични станции. Използвани са синоптични, климатични данни и данни от атмосферни реанализи на ECMWF. Получените оценки за тенденциите са сравнени с аналогичните от докладите на IPCC.

## 2. КЛИМАТИЧНИ ПРОМЕНИ

### 2.1. КЛИМАТИЧНИ ПРОМЕНИ СПОРЕД ДОКЛАДИТЕ НА IPCC

Петият доклад на IPCC [1] констатира, че средната глобална приземна температура е нараснала от края на XIX век. Всяко едно от последните три десетилетия е по-топло от всички предишни десетилетия от времето на инструменталните записи, а първото десетилетие на XXI век е било най-топлото. Много вероятно е най-топлият 30-годишен период за последните 1400 години да е този в северното полукълбо за периода 1983–2012 г. [1].

Оценените тенденции на повишение на средната глобална температура за периодите 1880–2012 г., 1901–2012 г. и 1951–2012 г. са съответно 0,064; 0,08 и 0,118 °C за десетилетие [1]. Средните глобални температури за периодите 1986–2005 г. и 2003–2012 г. са съответно с 0,61 °C и с 0,78 °C по-високи от средната температура за периода 1850–1900 г. [1, 2]. Очевидно повишаването на средните глобални температури продължава, и то с все по-бързи темпове.

Най-голямо увеличение на средните температури се наблюдава над континентите, където за периодите 1880–2012 г. и 1979–2012 г. трендовете са съответно 0,092 °C и 0,262 °C на десетилетие. За периода 1850–2012 г. средната температура над сушата се е повишила с около 1,5 °C [1]. Повишават се и максималните и минималните температури над сушата, което е по-добре изразено след 1950 г. Броят на екстремно студените дни и нощи през първото десетилетие на XXI век е намалял с около 20 дни, сравнено с нормалния период 1961–1990 г., екстремно топлите дни и нощи са се увеличили също с около 20 дни [1].

Тенденциите в изменението на средните годишни валежи се характеризират с голяма пространствена и времева променливост. В тропичните и екваториалните райони засушаването след 1970 г. е последвано от увеличаване на средните валежи, особено добре забележимо през последното десетилетие. В умерените ширини на северното полукълбо (30N–60N) тенденциите след 1951 г. са за увеличаване на валежите, но трендовете не са статистически значими. Слабо увеличение на глобалните валежи се наблюдава след 2000 г., но за умерените ширини на южното полукълбо (30S–60S) тенденцията е към засушаване.

### 2.2. СЦЕНАРИИ ЗА ПРОМЯНА НА КЛИМАТА ПРЕЗ XXI ВЕК

Прогнозите за климата през XXI век са базирани на анализи на резултатите от числени климатични модели, инициализирани с наличните данни и с приложени форсирания съгласно разработените сценарии за развитието на нашата цивилизация. Според най-вероятните климатични сценарии средната глобална приземна температура за периода 2016–2035 г. се очаква да бъде с повече от 1 °C над средната за периода 1850–1900 г. и с от 0,3 °C до 0,7 °C над

средната за периода 1986–2005 г. Очаква се повишението на средните сезонни и средната годишна температура да бъде по-голямо в тропиците, отколкото в средните географски ширини [1].

По отношение на предполагаемите промени на валежите моделните симулации показват, че е много вероятно средните зонални валежи да се увеличат във високите и средните географски ширини и е по-вероятно да намалее в тропиците.

Измененията на температурите и валежите няма да са регионално еднородни. Най-голямо повишение на температурите се очаква да настъпи над сушата във високите географски ширини на северното полукълбо [1]. Разликата между валежите във влажните и сухите райони и между влажните и сухите сезони ще се увеличи през XXI век, но може да има регионални изключения. За територията на Балканския полуостров при благоприятните климатични сценарии не се очакват съществени промени в средното количество валежи, но при неблагоприятните сценарии тенденцията е за намаление на валежите с 20–30% към края на XXI век [1].

### 2.3. КЛИМАТИЧНИ ПРОМЕНИ В БЪЛГАРИЯ

Изследванията на климата на България включват статистическа обработка на данните, реконструкция на климата с помощта на климатични модели, а също така и провеждане на числени експерименти, целящи установяването на бъдещи климатични промени според сценариите на IPCC [3–9].

В изследването на Syrakova and Mateev [5] са анализирани климатични данни за температурата на територията на България за периода 1900–2000 г. Най-интересни са резултатите от периода 1951–1995 г., които са получени по данни от 31 климатични станции. В настоящата работа се използват данни от 33 станции. Избраният от нас период на разглеждане е от 1995 до 2012 г., като идеята е да се сравнят трендовете на температурата през последните години с тези за периода 1951–1995 г. След хомогенизацията на данните за периода 1951–1995 г. пресметнатите тенденции в изменението на температурите през лятото и есента са отрицателни, а през пролетта са положителни [5]. Положителните трендове на температурите в някои станции достигат интервала 0,26–0,35 °C за десетилетие през пролетта, а отрицателните са в интервала от –0,26 до –0,35 °C за десетилетие през есента. При годишните трендове на температурата преобладават отрицателните, особено в южна България, но трендовете са значително по-малки (от –0,06 до –0,15 °C за десетилетие) от сезонните. Положителни годишни трендове има само в някои станции на северна България, и то със стойности до 0,05 °C за десетилетие [5].

Климатичното изследване на Александров [7] разглежда климатичните тенденции за същите периоди, както Syrakova and Mateev [5]. И при двете изследвания измененията на годишните температури не са статистически значи-

ми, но се различават най-вече по районите с положителни и отрицателни тенденции. Тенденцията за средната годишна температура за периода 1931–2000 г. разделя територията на България по диагонал на две зони с противоположни тенденции на температурата [7]. Североизточните, източните и южните области в България са с тенденции към намаляване на средната температура на въздуха, докато над западните, северо-западните и централните области има тенденция към повишаване. Средната температура през пролетта не показва значителни изменения през XX век. Лятото е било по-топло от началото на осемдесетте години. В общи линии положителните аномалии са били в страната в течение на последните години на XX век – след 1980 г. се наблюдава тенденция към затопляне, като 1994 и 2000 г. са най-топлите в страната през XX век [7]. Тенденцията за повишаване на температурата продължава и през първото десетилетие на XXI век. Средногодишната температура през 2009 г. е била с 1,2 °C над обичайните за страната температури и тя е 12-та поредна година с температури, по-високи от нормата за страната [10].

По отношение на екстремалните температури последните години на XX век са с най-високи минимални и максимални температури на въздуха. Линейните тенденции за века се изменят в интервала от 0,6 до 0,8 °C за минималните температури и от 0,4 до 0,6 °C за максималните. Повишението на минималните температури е по-добре изразено в северна България, а на максималните в северозападна и югоизточна България [7].

Междугодишната изменчивост на средногодишните суми на валежите за територията на България за XX век е голяма, като преобладаващата тенденция в края на миналото столетие е към намаляване [7]. Най-значителните суши в страната са били през 1945 и 2000 г. Тенденциите през XX век на средногодишните суми на валежите са отрицателни в източните и западните части на България, а са положителни в някои от централните и северозападните области. От края на седемдесетте години на XX век се наблюдава отрицателна тенденция на летните и есенните валежи. Положителна тенденция на валежите се наблюдава през пролетта и най-вече през зимата [7]. Промяна има и в интензитета на валежите, който се увеличава през последните десетилетия [10].

Измененията на температурите и валежите за територията на България не са изолирани от тези за останалата част на Европа и ги следват в основни линии. По-голямата част от Европа е с тенденция към затопляне през XX век. Средногодишната температура на въздуха за континента се е повишила с 0,8–1,0 °C. През XX век валежите над северна Европа са се увеличили с 10–40%, докато валежите в някои региони от южна Европа са намалели с до 20% [1]. През втората половина на XX век средната температура на приземния въздух над Балканския полуостров е с тенденция към намаление до края на 70-те години, а след това тенденцията е към затопляне. Колебанията на средния годишен валеж през XX век показват, че засушаванията са част от климатичния цикъл на територията на Балканския полуостров [1].

Резултатите от моделни симулации на климатичните промени в нашия регион показват, че за периода 2020–2050 г. средногодишната температура на въздуха ще се повиши с около 2 °C [9]. Моделите показват също, че честотата и интензитетът на екстремните метеорологични явления – интензивни валежи, екстремни температури и други – също ще се увеличат.

### 3. ИЗПОЛЗВАНИ ДАННИ

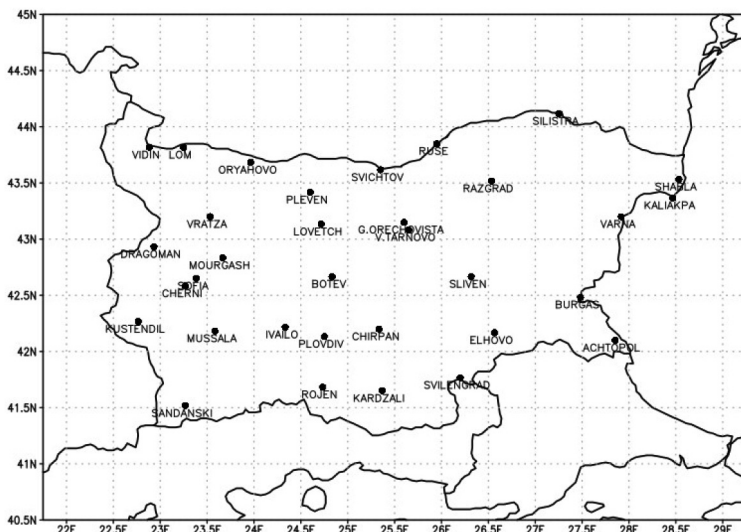
#### 3.1. ТЕМПЕРАТУРА И ВАЛЕЖИ В БЪЛГАРИЯ

Основната идея на настоящото изследване е да бъдат анализирани налични данни, свободно достъпни от Internet, за периода 1995–2012 г. Основен източник на климатични и синоптични данни е сайтът <http://www.stringmeteo.com> [11–13]. От него може да се изтегли метеорологична информация за избрани станции на територията на България. След 2012 г. броят на достъпните синоптични станции е силно ограничен – от 33 на 11 станции. Информацията от климатичните станции е до края на 2011 г.

В синоптичните станции наблюденията се извършват през 3 часа, 8 пъти в денонощието, едновременно във всички станции по света. Данните участват в международния метеорологичен обмен и показват моментното състояние на приземния слой на атмосферата. Използвани са синоптични данни от архива на NOAA (код SYNOP) [11]. На фиг. 1 е представена карта на България с нанесени 33 синоптични станции, данните в които са измерени от Националния институт по метеорология и хидрология (НИМХ) и изтеглени от архива на NOAA. При анализа на данните са използвани всичките станции, като в някои случаи са разделени според надморската им височина: такива, които са с надморска височина, по-малка от 600 m, и с надморска височина, по-голяма от 2000 m. Последното е направено с цел сравнение на резултатите с предишни изследвания на климата на България.

В редиците от синоптични данни има липсващи данни за отделни станции. Например има липсващи данни за 2 и повече години за станции Рожен, Горна Оряховица, Чирпан и Свиленград. В станция Черни връх има 4 месеца за 1999 г. с изцяло липсващи данни, което води до нереална оценка за средногодишната температура, както ще бъде посочено по-нататък в текста.

В климатичните станции наблюденията се правят 3 пъти в денонощието – в 07:00, 14:00 и 21:00 часа местно време. Данните от тези наблюдения се подлагат на климатична обработка за получаване на климатични характеристики. В табл. 1 са представени 20 станции, от които са използвани климатични данни. Данните са достъпни на адрес [http://www.stringmeteo.com/synop/semi\\_cent.php](http://www.stringmeteo.com/synop/semi_cent.php) [12].



**Фиг. 1.** Местоположение на синоптичните станции

За климатичните станции в табл. 1, отбелязани със звезда, са налични данни и за количеството валеж. В по-голямата си част синоптичните и климатичните станции съвпадат. Станциите Хасково, Добрич и Казанлък, фигуриращи в списъка на климатичните станции, отсъстват от синоптичните станции. Тези климатични данни ще бъдат наричани „архив 1“ по-долу в текста.

**Таблица 1.** Климатични станции (архив 1)

КЛИМАТИЧНИ СТАНЦИИ				
Видин*	Русе	Черни връх*	вр. Ботев	Бургас*
Лом	Варна*	София*	Пазарджик*	Сандански*
Плевен*	Добрич*	вр. Мусала	Казанлък*	Кърджали
В. Търново*	Кюстендил*	Пловдив	Сливен	Хасково*

Използвани са климатични данни и от проекта ECA&D (European Climate Assessment & Dataset project). Проектът ECA&D получава данни от 62 страни и съдържа серии от наблюдения за 12 елемента от 7855 станции в Европа и Средиземноморието [13]. България участва в ECA&D с данни от 14 климатични станции. Преди да бъдат изпратени към ECA&D, националните метеорологични служби осъществяват първичен контрол на данните [14]. Следва допълнителна обработка на данните в ECA&D, гарантираща доброто им качество. Данните са само за 14 климатични станции и не покриват хомогенно територията на България. Затова в настоящата работа данните на ECA&D са използвани при необходимост от уточняване достоверността на климатичните данни от архив 1.

Европейският център за средносрочни прогнози (ECMWF) е водещ научно-изследователски център при провеждането на атмосферни реанализи. Един от последните проекти на ECMWF при реанализите е ERA-Interim [15], част от данните от който са свободно достъпни в мрежата с хоризонтална разделителна способност  $0,75^{\circ} \times 0,75^{\circ}$ . Територията на България се покрива почти изцяло от 21 мрежови клетки с данни на ERA-Interim. Използваните в настоящата работа данни за приземната температура и валежите са през 6 часа за периода 1995–2013 г. От тях са получени средномесечните и средногодишните температури и валежи за територията на България. Едно от най-големите достоинства на данните на ERA-Interim е отсъствието на липсващи данни. В редица изследвания е доказана възможността данните на ERA-Interim да бъдат използвани при оценки на климатичните изменения [16].

При анализа на температурата и валежите в София са използвани и данни от автоматичната метеорологична станция на катедра „Метеорология и геофизика“, разположена на територията на Астрономическата обсерватория на СУ „Св. Климент Охридски“ в Борисовата градина. Измерванията от станцията се осредняват за период от 10 min и са свободно достъпни на адрес: [meteo.phys.uni-sofia.bg](http://meteo.phys.uni-sofia.bg). Редицата от непрекъснати измервания започва от средата на 2007 г.

### 3.2. ПРЕСМЯТАНЕ НА СРЕДНИТЕ ДНЕВНИ ТЕМПЕРАТУРИ

Приземната температура на въздуха е основна измервана величина при синоптичните и климатичните наблюдения. Интересът към начина на обработка на данните за температурата при определяне на средните дневни, месечни и годишни температури на приземния въздух нарасна значително през последните години в резултат на широко дискутираното глобално затопляне. Доколкото синоптичните наблюдения се извършват синхронно в основните (00:00, 06:00, 12:00 и 18:00 ч. UTC) и допълнителни (03:00, 09:00, 15:00 и 21:00 ч. UTC) синоптични срокове, а климатичните измервания се извършват в срокове по локално време (за България – 07:00, 14:00 и 21:00 ч. EET), не е редно да се прави директно сравнение между средните температури, получени след обработка на двата типа данни [17]. Още повече климатичните измервания в различните страни се извършват в различни срокове и се използват различни формули за определяне на средните дневни температури. Имайки предвид това, в докладите на IPCC [1] се правят изводи за температурните тенденции и отклоненията от нормите, като се предполага, че сроковете на наблюденията и методите за пресмятане на средните температури не се променят.

В изследването на Bonacci et al. [17] са анализирани пресметнатите средни дневни, месечни и годишни температури по три различни формули за три станции в Хърватия за периода 1999–2011 г. Резултатите са сравнени със съответните температури, изчислени по едночасови измервания. Максималните отклонения на средните дневни температури са в интервала от  $-3,56^{\circ}\text{C}$



до +3,73 °C, за средомесечните температури – от –0,79 °C до +1,39 °C, и от –0,3 °C до +0,76 °C за средните годишни температури. Средногодишните температури за целия разглеждан период в трите станции, изчислени по две от формулите, са по-високи от реалните. Изследването на Bonacci [17] още веднъж потвърждава, че от изключителна важност е начинът на пресмятане на средните дневни температури. Използването на неподходящи формули може да доведе до съществени отклонения от реалните средни температури и това да бъде интерпретирано като настъпващи климатични изменения. Scotto and Shulman [18] показват, че промяна на срока на климатичните наблюдения при запазване начина за определяне на средната дневна температура е довело до промяна на средногодишните температури в някои райони на САЩ с 0,7 °C.

В изследването на Besselaar et al. [19] са направени сравнения между климатични и синоптични данни за температурите и валежите в Европа за периода 1982–2004 г. Сравненията показват, че трендовете на температурата и валежите, пресметнати за двата типа данни, са в много добро съгласие (разликите са до 10%), но оценките за минималните и максималните температури могат да се различават значително. Минималните температури са обикновено по-ниски при климатичните данни (сравнени със синоптичните), докато максималните температури са по-високи. Разлики се наблюдават и при валежните суми, дължащи се главно на различните интервали на измерване при двата типа данни.

В изследването на Cornes and Jones [16] е направено сравнение между средните дневни температури в Европа за периода 1980–2011 г., оценени по данни от атмосферните реанализи ERA-Interim и данни от наблюдения. Показано е, че данните на ERA-Interim много добре описват сезонните изменения на температурата и междугодишните ѝ трендове, но отново има разлики в минималните и максималните температури, получени от данните на ERA-Interim и от наблюденията.

Имайки предвид изложеното, в настоящата работа е акцентирано върху тенденциите в изменението на температурите, а не върху сравнението на техните средни стойности, доколкото анализите са проведени на базата на различни времеви редици от данни – синоптични, климатични и данни от атмосферни реанализи.

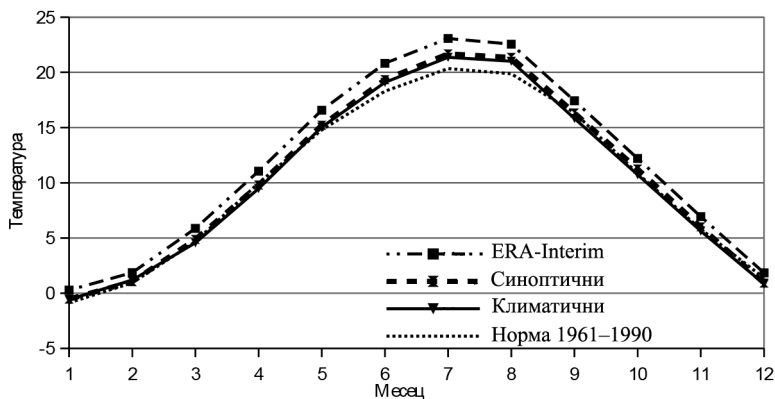
#### 4. ИЗМЕНЕНИЕ НА ПРИЗЕМНАТА ТЕМПЕРАТУРА В БЪЛГАРИЯ ЗА ПЕРИОДА 1995–2012 Г.

Представянето на резултатите от обработката на данните започва с анализ на средномесечните температури. Изчислените средномесечни температури по данни от синоптични наблюдения (SYNOP) за периода 1995–2012 г. се ха-

рактеризират с голяма междугодишна изменчивост. Амплитудата на годишния ход (по месечни данни) на средната за територията на България температура е най-голяма през 2012 г. – 28,7 °С. През 2012 г. е бил най-студеният февруари (средна температура –4,2 °С) и най-топлият юли (средна температура 24,5 °С). Най-малка е била годишната амплитуда през 1997 г. (20,6 °С), когато средната температура през юли е била най-ниска (20,3 °С) за разглеждания период. През 2010 г. средната температура през ноември (10,3 °С) е била по-висока от тази през октомври (9 °С). Октомври 2010 г. е най-студеният, а август (23,1 °С) и ноември 2010 г. – най-топлите през разглеждания период. През 2007 г. е бил най-топлият януари (+4,8 °С), а средната юлска температура е също висока (24°С). Март е бил най-студен през 1996 г. (0 °С), а най-топъл – през 2001 г. (9,1 °С). Средномесечната температура през април 1997 г. (5,4°С) е била по-ниска от тази през февруари 2002 г. (5,6°С).

Всички особености в годишния ход на средните месечни температури, пресметнати по синоптични данни, се наблюдават и при температурите, получени по данни от атмосферни реанализи – ERA-Interim. По отношение на стойностите на температурите има известни различия. Това е добре видно на фиг. 2, където са представени осреднените за периода 1995–2012 г. средномесечни температури за трите типа данни, а също така и нормите за периода 1961–1990 г. Температурите по данни на ERA са средно с около 1,1 °С по-високи от тези по синоптичните данни. Това може да бъде обяснено с факта, че за осъществяване на реанализите са използвани и данни от стандартните синоптични измервания в някой от станциите, съставлящи архива на NOAA. Разделителната способност на числения модел, с който е извършен реанализа на ERA-Interim, е  $0,75^{\circ} \times 0,75^{\circ}$ , което за нашите географски ширини дава клетка около  $60 \times 80$  km. С такава мрежа не е възможно да се опише адекватно разнообразният релеф на България и затова моделният релеф на ERA-Interim е изгладен и по този начин са изключени високите части на планините. Най-голяма е разликата между двата типа данни през топлото полугодие (април–септември), като разликите в средномесечните температури може да надмине 1,5 °С.

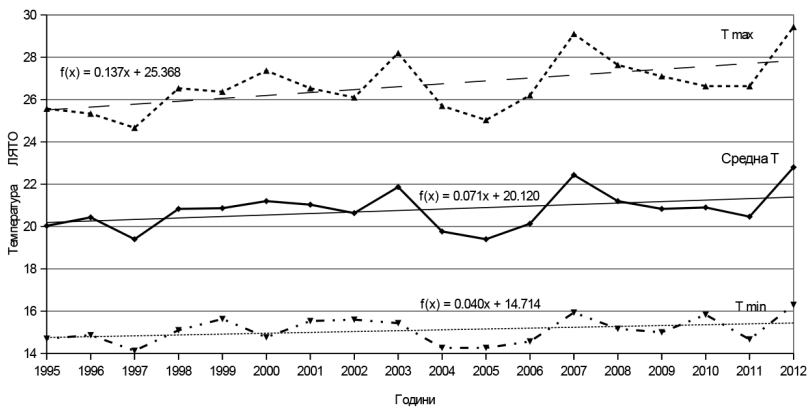
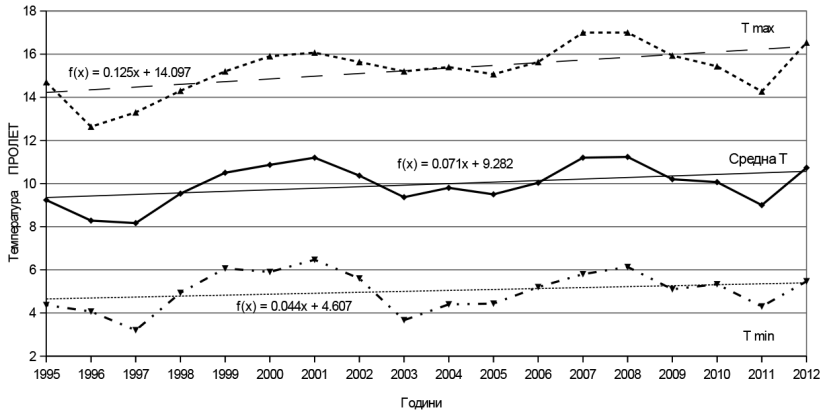
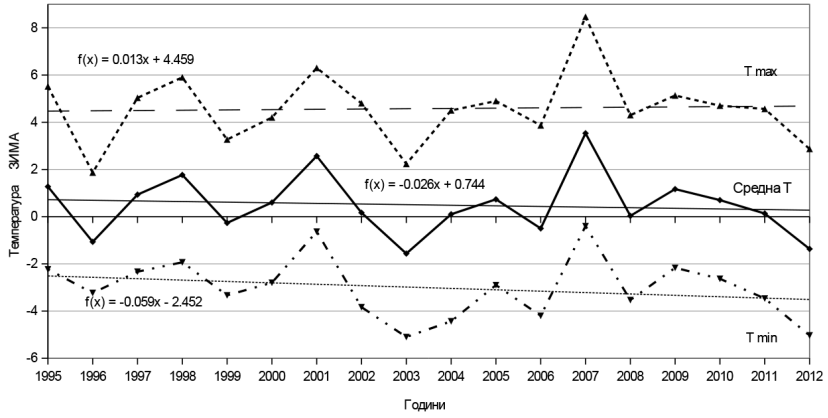
От фиг. 2 се вижда, че няма съществени разлики в годишния ход на температурите, определен по климатичните и синоптичните данни. С изключение на февруари, средните температури по климатичните данни са по-ниски от тези по синоптичните данни. Сравнението с графиката на нормите за 1961–1990 г. показва, че средната температура за разглеждания период през летните месеци се е повишила.

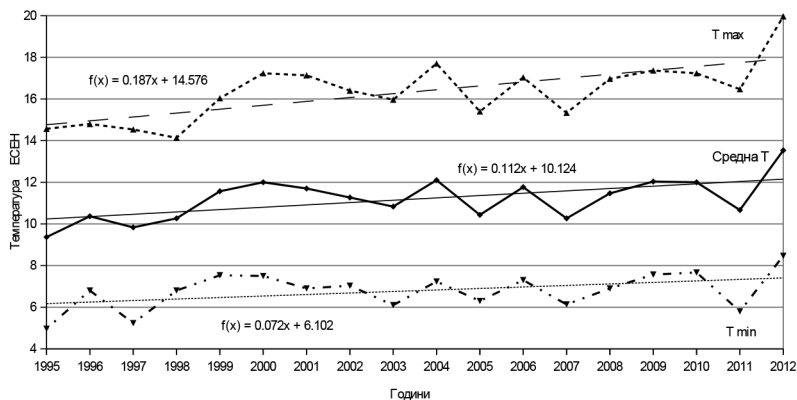


**Фиг. 2.** Годишен ход на средните месечни температури по данни на ERA-Interim, синоптически и климатически данни за периода 1995–2011 г. и климатически норми 1961–1990 г.

Независимо от различните начини на обработка на данните за температурата при трите серии данни основните закономерности в годишния ход на температурата са добре отразени. Разбира се, има и известни разлики, които се дължат както на естеството на данните, така и на различния брой станции, използвани при получаването на средномесечните температури, различните периоди с липсващи данни и т.н. Разминаванията на самите стойности на температурата между трите типа данни не е от съществено значение за осъществяването на основната задача на настоящото изследване, а именно – оценка на тенденциите в измененията на температурата.

За установяване на тенденциите в измененията на средните температури през периода 1995–2012 г. са разгледани сезонните средни, минимални и максимални температури по синоптическите данни. Сезоните са дефинирани, както следва: зима = декември–февруари; пролет = март–май; лято = юни–август; есен = септември–ноември. Резултатите са представени на фиг. 3. През зимата се наблюдава тенденция към понижаване на средната ( $-0,26$  °C/десетилетие) и минималната ( $-0,59$  °C/десетилетие) температура, а максималната температурата има тенденция към леко повишение ( $+0,13$  °C/десетилетие). На графиката се откроява относително студената зима на 2012 г. Ако се отчетат топлите зими на 2013 и 2014 г., най-вероятно тенденцията за повишаване на максималните температури през зимата ще стане по-добре изразена.





**Фиг. 3.** Сезонни температури за територията на България през периода 1995–2012 г. Представени са минималните, максималните и средните температури

Графиките на средните температури за пролетта, лятото и есента показват ясно изразен положителен тренд. Есенните тенденции на повишаване на температурата (+1,12 °C/десетилетие за средните температури) са най-големи в сравнение с останалите сезони. Сравнението с предишни изследвания [5] показва обръщане на тенденциите от отрицателни през лятото и есента за периода 1951–1995 г. към положителни за периода 1995–2012 г. Тенденциите за зимата и пролетта са без промяна.

Трябва да се отбележи също, че трендовете на повишение на максималните температури през пролетта, лятото и есента са 2–3 пъти по-големи от трендовете на минималните температури. Това съответства на изводите на IPCC [1], направени за други райони. През последните години се регистрират много повече рекорди на максималните температури, отколкото на минималните. Получените сезонни трендове са значително по-големи от тези в други изследвания [5, 7].

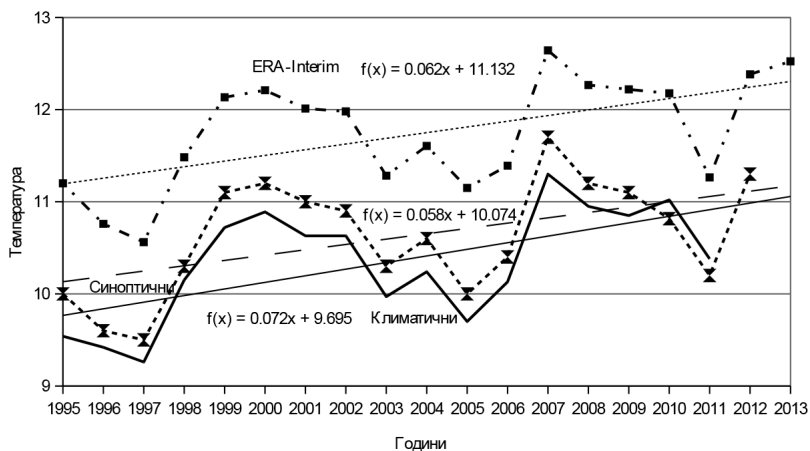
Повишението на температурите през пролетта, лятото и есента не е плавно през разглеждания период. На фиг. 3 се вижда повишаване на температурата от 1997 до 2002 г. През зимния, пролетния и есенния сезон следва захлаждане, като през 2003 г. има по-сериозен спад на температурите, особено при минималните. Друга е ситуацията през лятото, където през 2003 г. има повишаване на температурата. Ясно се вижда, че зимата, пролетта и лятото на 2007 г. са най-топлите за периода 1995–2012 г. След 2007 г. има лек спад на температурата до 2011 г., когато отново започва по-рязко покачване, с изключение на зимния сезон, през който температурата продължава да пада и след 2011 г. През есента измененията на температурите са по-различни. През 2007 г. виждаме захлаждане, последвано от повишение на температурата и спад през 2011 г. След това отново имаме по-рязко затопляне.

В изследването на Peneva and Rachev [4] е показана значителната декадна изменчивост на температурите за територията на България. От фиг. 3 (и следващата по-долу фиг. 4) може да се оцени период на изменчивост на температурата от 7–8 години.

На фиг. 4 е представено изменението на средногодишните температури за периода 1995–2012 г. по данни от синоптичните измервания в 33 станции. На фигурата е изчертан и линейният тренд на температурите. Оценената тенденция за повишаване на средногодишните температури за България за периода 1995–2012 г. е  $0,58\text{ }^{\circ}\text{C}$  на десетилетие. Според Петия доклад на IPCC [1] тенденцията на нарастване на температурата над сушата за периода 1979–2012 г. е средно с  $0,262\text{ }^{\circ}\text{C}$  на десетилетие. Трендът на средните температури за България, получен в настоящата работа, е над два пъти по-голям от този на IPCC [1] за периода 1979–2012 г. Това не е учудващо, ако се вземе предвид, че 13 от 18-те разглеждани години са със средни климатични температури над нормалните (1961–1990 г.) за България. В изследването на Syrakova and Mateev [5] не е получен статистически значим тренд на средногодишните температури за периода 1951–1995 г. Очевидно повишаването на температурите, започнало през 70-те години на XX век, продължава, и то с по-бързи темпове. Ако трендът от  $0,58\text{ }^{\circ}\text{C}$  на десетилетие се запази до средата на XXI век, ще се сбъднат песимистичните сценарии за повишаване на средногодишната температура в България с  $2\text{ }^{\circ}\text{C}$  през периода 2020–2050 г. [9].

Интересно е да бъдат оценени линейните трендове на средногодишните температури и по другите две серии данни (фиг. 4). По данните от атмосферния реанализ ERA-Interim е получен тренд  $0,62\text{ }^{\circ}\text{C}$  за десетилетие, а по климатичните данни (архив 1) трендът е  $0,72\text{ }^{\circ}\text{C}$  за десетилетие. Измененията на средногодишните температури през разглеждания период са качествено много подобни.

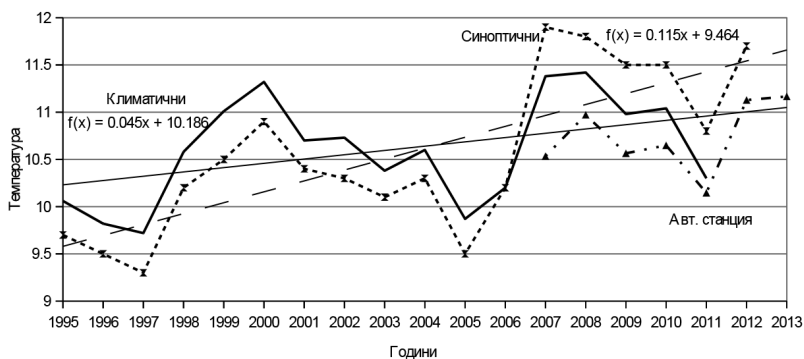
Най-високи са средните стойности на температурата по данните на ERA-Interim, а най-ниски обикновено са тези по климатичните данни. Основната причина средните температури на ERA-Interim да са най-високи бе спомената по-горе в текста. Една от причините средните климатични температури да се различават от средните синоптични е в различните срокове на наблюдение и в различния начин на изчисляване на среднодневната температура. Друга причина е, че всяка станция има характерен денонощен ход на температурата, който може съществено да се различава от синусоидалния, и получените среднодневни климатични температури да се различават от средните температури от синоптичните измервания. Проверката показва, че в някой от разглежданите станции, среднодневните климатични температури са по-високи от средните синоптични, а в други е обратното. Причина за по-ниските средногодишни климатични температури е и по-големият относителен дял на планинските станции – 3 от 20 (15%), докато при синоптичните станции има 4 планински станции от общо 33 (12%).



**Фиг. 4.** Средногодишни температури за България по синоптични данни, ERA-Interim и климатични данни

Впечатление прави обръщането на разликата между средногодишните климатични и синоптични температури след 2009 г. (фиг. 4). До 2009 г. синоптичните температури са по-високи от климатичните, а след това климатичните са по-високи. Обяснение на тази промяна ще бъде потърсено по-долу в изложението, но тя може да се дължи или на съществена промяна в денонощния ход на температурата, или в проблеми при обработката на данните, или на нарушаване представителността на станциите, вследствие застрояване на околностите им.

Разгледани са измененията на температурите в конкретни станции на територията на България за периода 1995–2012 г. На фиг. 5 е представено изменението на средногодишните температури за станция София. От графиката за средната температура на София се вижда по-рязко затопляне от 1997 до 2001 г. и от 2005 до 2007 г., като 2007 г. е отново годината с най-високи температури за периода 1995–2012 г. Следва понижение на температурата до 2011 г., а през 2012 г. има рязко затопляне. По-топлите и по-студените периоди съответстват на тези на фиг. 4. Средногодишната температура за периода 1995–2011 г. за София по климатичните данни е 10,6 °С, което е с 0,7 °С над климатичната норма за станцията (9,9 °С за периода 1961–1990 г.). Само 3 са годините през разглеждания период, когато средната температура в София е била под нормата (1996, 1997 и 2005). И на тази графика се наблюдава интересната смяна на знака на разликата между средната климатична и средната синоптична температура – след 2006 г. средните температури по синоптични данни превишават тези по климатични данни. Средният скок на температурите между 2006 и 2007 г. за София е 1,1–1,2 °С по климатичните данни и по данните от Era-Interim. Необяснимо е защо скокът на температурата по синоптични данни е 1,7 °С.



**Фиг. 5.** Средногодишни температури за София по синоптични данни, по климатични данни и по данни от автоматична метеорологична станция (МГ)

Опит за изясняване на този въпрос е направен чрез сравнение със среднегодишните температури, получени по данни от автоматичната метеорологична станция на катедра „Метеорология и геофизика“. Сравнението показва, че среднегодишната температура по данни от автоматичната станция се отклонява от климатичната температура по същия начин, както е било до 2005 г. отклонението на синоптичните данни от климатичните за станция София. Разликата от 0,1–0,2 °C може да се обясни с разположението на автоматичната станция и няколкото километра разстояние между станциите. Този резултат показва колко е важна хомогенизацията на метеорологичните данни [5, 6]. Най-вероятно данните по синоптичните срокове са повлияни от промяна на инфраструктурата в района на синоптичната станция София.

Имайки предвид изложеното, може да се направи заключение, че оцененият по синоптични данни тренд от 1,15 °C на десетилетие за станция София е нереално висок. Линейният тренд на климатичните температури е 0,45 °C за десетилетие.

В станция Видин имаме почти пълно съвпадение на климатичните и синоптичните среднегодишни температури. Оценените трендове на среднегодишните температури са 0,38 и 0,36 °C на десетилетие, съответно за синоптичните и за климатичните данни. Средната климатична температура за Видин за периода 1995–2011 г. е 11,64 °C, а нормата за периода 1961–1990 г. е 11,2 °C (0,44 °C затопляне). И тук само 3 от 17<sup>-те</sup> години са със среднегодишна температура под нормата.

Примери за станции, в които средните климатични температури са по-високи от средните температури по синоптични данни, са Варна и Бургас. Разликата между двата типа данни за двете станции е около 0,6°C. Обяснението на този факт е във вида на денонощния ход на температурата в крайморските станции. Поради влиянието на морето амплитудата на де-

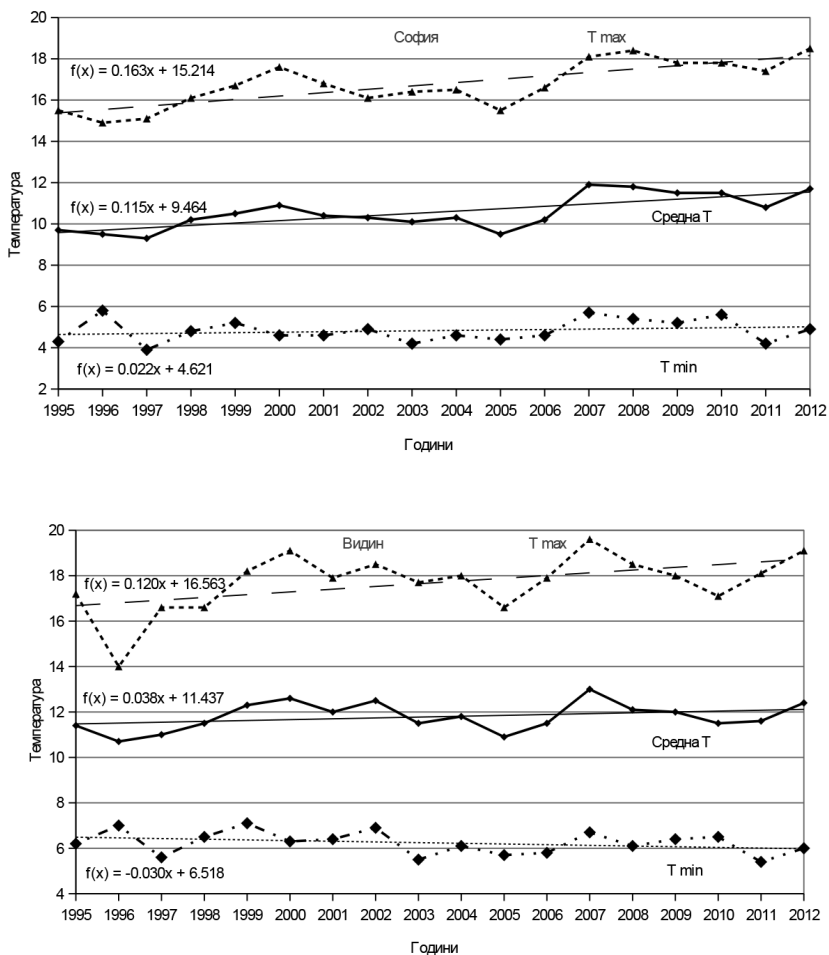


нонощния ход на температурата е по-малка. Наличието на бризова циркулация води до по-нисък максимум на температурата в 14 часа, сравнено със станция, далеч от морето. От друга страна, големият топлинен капацитет на водата води до сравнително по-малко понижаване на температурите след залеза на слънцето. Имайки предвид изложеното в т. 3.2, става ясно защо средните климатични температури са по-високи от средните синоптични. Линейните трендове, получени по синоптичните данни за Варна и Бургас, са съответно 0,68 °C и 0,51 °C на десетилетие, а по климатичните данни са 0,9 °C и 0,62 °C на десетилетие. Средногодишните температури са най-високи през 2007 г. и значително превишават климатичните норми за Варна и Бургас – съответно с 1,8 °C и 1,5 °C.

На фиг. 6 са представени средните, максималните и минималните температури за станции София и Видин за периода 1995–2012 г. по синоптични данни. Полезно е получените трендове да се сравнят с тези за цялата територия на страната, които за десетилетие са 0,58 °C за средните температури; 0,24 °C за минималните и 1,13 °C за максималните.

За станция София тенденцията за увеличение на минималните температури съответства на средната за България, но тенденциите за увеличение на средните и на максималните температури са значително по-големи от средните за страната. Причина за това най-вероятно е наличието на систематична грешка в данните за температурата в София след 2006 г., както бе коментирано по-горе в текста. Независимо от това, ясна е тенденцията за по-голямо увеличение на максималните температури, отколкото на минималните. Такъв беше и изводът при разглеждането на сезонните температури (фиг. 3).

За станция Видин е характерен отрицателен тренд за минималните температури от  $-0,3$  °C на десетилетие, докато трендът на максималните температури е почти същият, както средния за България. Отрицателният тренд на минималните температури в станция Видин най-вероятно се дължи на местоположението на тази станция – в северозападната част на страната, която не е защитена от нахлувания на по-хладни въздушни маси от север. От друга страна, както се отбелязва в докладите на IPCC [1, 2], повишаването на глобалните температури не е постепенно, а се характеризира с нарастваща междугодишна изменчивост, която се съпътства и с увеличаване интензивността на екстремалните явления. Такива за Видин са нахлувания на студени въздушни маси, установяването на продължителни мъгли, инверсии на температурата и т.н.



**Фиг. 6.** Средногодишни, средни минимални и средни максимални температури за София и Видин по синоптични данни

Надежден индикатор за наличието на промени в температурата са данните от планинските върхове, доколкото те са най-слабо засегнати от процесите на урбанизация. Разгледани са средногодишните температури за 3 високопланински станции – Мусала, Ботев и Черни връх. Характерна особеност за високопланинските станции е относително малката амплитуда на денонощния ход на температурата и в резултат на това следва, че средните климатични температури са много близки до средните температури по синоптични данни. Това наистина е така. Измененията на средногодишните температури за разглеждания период са синхронни за трите станции.

Средните за периода 1995–2011 г. температури по климатичните данни за Мусала, Ботев и Черни връх са:  $-2,4\text{ }^{\circ}\text{C}$ ;  $0\text{ }^{\circ}\text{C}$  и  $0,54\text{ }^{\circ}\text{C}$ . Те са с около  $0,6\text{ }^{\circ}\text{C}$

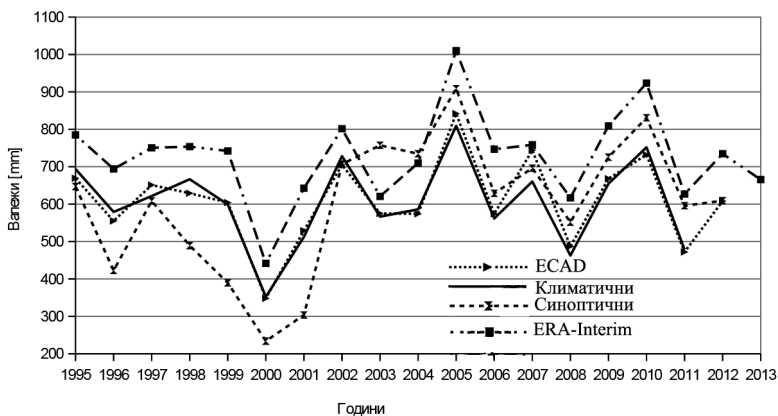
по-високи от климатичните норми за периода 1961–1990 г., които са съответно  $-3\text{ }^{\circ}\text{C}$ ;  $-0,6\text{ }^{\circ}\text{C}$  и  $0,1\text{ }^{\circ}\text{C}$ . Линейните тенденции на повишаване на температурите на трите върха, които леко се различават в зависимост от надморската им височина, са съответно:  $0,53\text{ }^{\circ}\text{C}$ ,  $0,63\text{ }^{\circ}\text{C}$  и  $0,77\text{ }^{\circ}\text{C}$  на десетилетие.

## 5. ИЗМЕНЕНИЕ НА ВАЛЕЖИТЕ В БЪЛГАРИЯ ЗА ПЕРИОДА 1995–2012 г.

Една от характерните черти в пространственото разпределение на валежите е тяхната т.нар. „петнистост“. Именно затова дъждомерните станции са на порядък повече от синоптичните. От друга страна, междугодишните изменения в количествата валежи за територията на България са значителни [4]. Имайки предвид това, с данни от 33 синоптични станции за валежите за период от 18 години в настоящата работа не е възможно да се направи достоверно представяне на тенденциите в изменението на валежите за територията на България. Още повече че в достъпните данни за валежите в синоптичните станции има редица неточности и липси. Затова с по-голяма сигурност могат да се оценят трендовете в количествата валеж за отделни станции.

На фиг. 7 са представени средногодишните валежни суми по двете бази климатични данни (архив 1 и ECA&D), синоптични данни и данни от ERA-Interim. На фигурата се вижда съществено разминаване между синоптичните и климатичните данни, особено за периода 1998–2001 г. Разликите между двете графики, представящи климатичните данни, са сравнително малки и най-вероятно се дължат на различния брой станции, използвани при осредненето на данните за валежите.

Оцененият линеен тренд по климатичните данни за периода 1995–2011 г. е близък до нула, доколкото става компенсирание на по-влажните и по-сухите години. Най-суха е била 2000 г., а 2005 г. – годината с най-много валеж, последвана от 2010 г. Средните валежи за периода на разглеждане са около  $607\text{ mm}$  и са под нормата за територията на България за периода 1961–1990 г. ( $672\text{ mm}$ ). Тук трябва да се обърне внимание на следното: използваните климатични данни от архив 1 са от 20 станции, от които само в 13 има данни за валежите. Изчисленият среден валеж в тези станции за периода 1961–1990 г. е  $610\text{ mm}$ . След това уточнение става ясно, че средногодишната сума на валежите за периода 1995–2011 г. не се отклонява съществено от нормата.

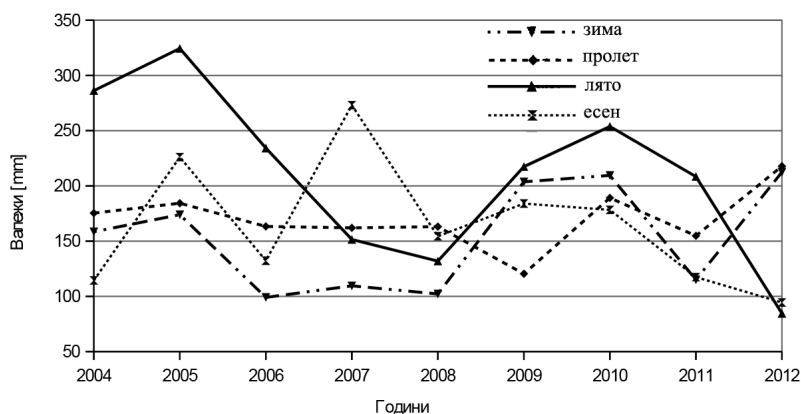


**Фиг. 7.** Средногодишни валежи по синоптични данни, климатични данни (архив 1 и ECA&D) и по ERA-Interim

На фиг. 7 са представени и средногодишните валежи по данните на ERA-Interim. Качествено те следват междугодишния ход на валежите по климатичните данни, но стойностите са по-високи. Средногодишните валежи на ERA-Interim за периода 1995–2011 г. са 731 mm и са над нормата за периода 1961–1990 г. Най-вероятно това се дължи на лошата разделителна способност на модела, при което се завишава влиянието на валежите във високопланинските станции.

Анализът на валежните суми за периода 1995–2011 г. по синоптичните данни демонстрира добре изразен минимум на годишните валежни суми през 2000 г. Сравнението с климатичните данни и тези от ERA-Interim показва, че този минимум не е реален и най-вероятно се дължи на непълните и неточни данни за валежите по синоптичните срокове. Наличието на този нереален минимум на валежите и на двата максимума на валежите през 2005 и 2010 г. води и до нереални оценки на тренда на средногодишните валежи за периода 1995–2011 г., който достига до около 15 mm на година. Това е причината, поради която са разгледани сезонните трендове на валежите след 2004 г. (фиг. 8), когато е видно по-добро съвпадение на климатичните и синоптичните данни за валежите.

На фиг. 8 се забелязва ясно изразен тренд към намаляване на валежите през лятото и есента, докато през зимата и пролетта се вижда по-скоро увеличаване на валежите. Това е в съгласие с изводите на Александров [7]. Оценените трендове са +5,9 mm/година за зимата, +1,5 mm/година за пролетта, -17,5 mm/година за лятото и -6,7 mm/година за есента. Оценените сезонни трендове по данните на ERA-Interim са съответно: +8,6; +4,6; -16,7 и -7,3 mm/година, и са много близки до тези по синоптичните данни.



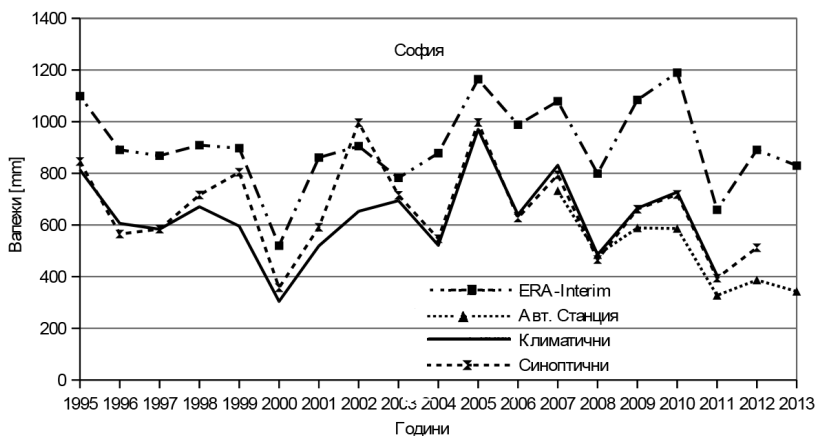
**Фиг. 8.** Сезонни валежи за периода 2004–2012 г. по синоптични данни

С най-малка междогодишна изменчивост са валежите през пролетта и тяхното количество средно за периода 2004–2012 г. е най-близко до климатичната норма (149 mm/година). Най-голяма е изменчивостта на валежите през лятото, когато през 2005 г. валежите надвишават около 2 пъти климатичната норма (176 mm/година). С летни валежи над нормата са и 2009, 2010 и 2011 г. През 2012 и 2013 г. летните и есенните валежи са значително под климатичните норми.

Получените резултати за трендовете и количествата на валежите в най-общи линии съвпадат с изводите на Александров [7], според който засушаванията и периодите с превишаващи нормата валежи са част от климатичния цикъл за територията на България.

На фиг. 9 са представени средногодишните валежи за София по синоптични, климатични данни и ERA-Interim. Най-суха е била 2000 г., следвана от 2011 г., а най-голямо количество валеж има през 2005 г. Тенденцията при валежите е към леко намаляване, което не е статистически значимо.

Средните валежи за разглеждания период за София са между 628 mm/година по климатичните данни и 669 mm/година по синоптичните данни. И двете стойности превишават климатичната норма за периода 1961–1990 г., която е 571 mm/година. Данните по ERA-Interim дават значително по-голяма сума на средногодишните валежи (916 mm). На фигурата е представена и графика на валежите, измерени в автоматичната станция на катедра „Метеорология и геофизика“ на СУ „Св. Климент Охридски“ за периода 2007–2013 г. Данните от автоматичната станция добре се съгласуват със синоптичните и климатичните данни на НИМХ.



**Фиг. 9.** Средногодишни валежи за София по синоптични, климатични данни, ERA-Interim и автоматична метеорологична станция

Разгледани са и средногодишните валежи по синоптични, климатични и данни от ERA-Interim за още няколко града в България. За Видин има съществено разминаване между синоптичните и климатичните данни през периода 1995–1998 г. Това още веднъж потвърждава изводите на Syrakova [6], че е необходим първичен контрол на метеорологичната информация и внимателно третиране на екстремалните стойности. Средните валежи за периода 1995–2012 г. за Видин са между 572 mm/година и 595 mm/година, съответно според климатичните и синоптичните данни. Стойностите са над нормата за 1961–1990 г., която е 556 mm/година. Оценените линейни трендове на валежите за Видин показват леко увеличаване с около 3 mm/година. Подобна е и ситуацията във Варна, където валежите по синоптични данни за периода 2002–2007 г. значително превишават нормата (474 mm/година за периода 1961–1990 г.). Според синоптичните данни през 2004 г. е паднал валеж 4,5 пъти над климатичната норма. Интензивни краткотрайни валежи във Варна са регистрирани през споменатия период, но тяхното правилно кодиране в синоптичните съобщения е под въпрос и не е редно те да се отчитат при определяне на тенденциите в изменението на валежните суми. Оцененият линеен тренд на валежите във Варна по климатичните данни е с малки отрицателни стойности (–3 mm/година). Средното количество валежи за периода 1995–2011 г. е 542 mm/година и е с около 15% над нормата.

В табл. 2 са представени средногодишните валежи и температури в 7 станции по синоптични, климатични и данни от ERA-Interim за периода 1995–2011 г., а също така и нормите за периода 1961–1990 г. Данните от ERA-Interim са вземани от най-близкия до съответната станция възел на моделната мрежа.

**Таблица 2.** Средногодишни валежи и температури по синоптични, климатични и ERA-Interim данни за периода 1995–2011 г. и норми за периода 1961–1990 г.

Станция	Валежи [mm]				Температура [°C]			
	Норма	Клима- тични	Синоп- тични	ERA	Норма	Клима- тични	Синоп- тични	ERA
София	571	628	669	916	9,9	10,59	10,49	9,75
Видин	556	572	595	742	11,2	11,64	11,75	11,42
В.Търново	694	688	611	660	11,3	12,08	12,14	12,17
Кюстендил	582	573	619	882	10,7	11,04	10,92	9,77
Бургас	529	566	688	562	12,5	13,15	12,55	12,81
Варна	474	542	880	561	12,0	12,76	12,19	12,41
Плевен	581	601	516	684	11,7	12,28	11,91	12,12

От табл. 2 се вижда, че най-добро съвпадение между стойностите по трите бази данни има за станция В. Търново. Сравнително близки са стойностите по климатични данни и тези от ERA-Interim за станции Варна, Бургас и Плевен. Тези станции са в равнинната част на България и може да бъде направен изводът, че данните от ERA-Interim могат да бъдат използвани за оценки на валежите и температурите в станции, намиращи се сравнително далеч от планински масиви.

Внимателно трябва да се използват данните от ERA-Interim за крайбрежните райони, където се простира влиянието на Черно море и средните температури на ERA-Interim са малко по-ниски от климатичните. Съществени са разликите между климатичните данни и тези на ERA-Interim в станции, близо до планини – Кюстендил, София, Видин. Правило е в тези станции да има завишаване на средногодишните валежи и занижаване на температурите по данни от ERA-Interim, сравнени с климатичните данни. Причината е в грубата разделителна способност на модела и невъзможността му добре да описва орографските особености [16]. Имайки предвид това, не е коректно да бъдат сравнявани данните на ERA-Interim с тези от високопланинските станции.

Разгледани са валежите и в две планински станции – Черни връх и вр. Мусала. Отново се наблюдават съществени разлики между синоптичните и климатичните данни, особено за станция Черни връх. Явно става въпрос за липсващи и некоректни данни за валежите в синоптичните съобщения – не е възможно валежите на Черни връх за периода 1998–2000 г. да са под 100 mm. Затова трендовете са оценени само по климатични данни.

Тенденцията на валежите на Черни връх по климатични данни е оценена на 2,3 mm/година, което не е статистически значимо и може да се каже, че валежите остават почти без промяна. Средногодишната сума на валежите на Черни връх за периода 1995–2011 г. е 789 mm, което е значително под нормата за 1961–1990 г. от 1030 mm.

Данните за валежите на вр. Мусала по синоптични и климатични измервания показват по-добро съвпадение, но отново е коректно да се оцени линейният тренд по климатичните данни. Наличието на минимум на валежите по синоптични данни през 1996 г. и на максимум през 2009 г. оказва силно влияние на направените оценки за тренда и променя знака му. И за станция Мусала важат изводите, направени за Черни връх. Може да се смята, че няма статистически значимо изменение на валежите в станция Мусала ( $-4,2$  mm/година). Средногодишните за периода 1995–2012 г. суми на валежите са 847 mm. Тук са използвани климатичните данни на ЕСА&D, тъй като в другия климатичен масив данни (архив 1) няма данни за валежите в станция Мусала. Сравнението с нормата за 1961–1990 г. показва, че средните валежи през разглеждания период на вр. Мусала са под нормалните (1176 mm).

## 5. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Анализите на годишния ход на средните месечни температури, определен по климатични и по синоптични данни, показват, че най-много за разглеждания период се е повишила средната температура през летните месеци. Температурите през пролетта, лятото и есента показват ясно изразен положителен тренд. Повишаването на максималните температури е по-голямо от това на минималните и съответства на изводите на IPCC [1], направени за други географски райони. Трендът на средните температури за България, получен в настоящата работа, е между  $0,58$  и  $0,72$  °C на десетилетие. Той е над два пъти по-голям от този на IPCC за периода 1979–2012 г. Тенденцията за нарастване на температурите, оценени за периода 1995–2012 г., са по-големи и от тенденциите, получени от предишни изследвания за България – за периода 1971–2010 г. е оценен тренд от  $0,38$  °C за десетилетие [7].

Средните валежи за територията на България през разглеждания период са около 615 mm и са под нормата за периода 1961–1990 г. (672 mm). Оцененият линеен тренд по климатичните данни за периода 1995–2011 г. е близък до нула. Съществува тренд към намаляване на валежите през лятото и есента, докато през зимата и пролетта е регистрирано по-скоро увеличаване на валежите. Най-голяма е изменчивостта на валежите през лятото. Тенденциите на валежите в планинските станции не са статистически значими и валежите там остават почти без промяна за периода 1995–2011 г.

Средните температури за територията на България през периода 1995–2012 г. са се повишили с около  $0,6$  °C. Ако се запази това повишение и за бъдеще, голяма е вероятността от сбъждане на песимистичните климатични сценарии на IPCC. Не е установена значима промяна в средните валежи за периода 1995–2012 г. Намаление на валежите за територията на България е имало в годините преди 1995 г. и за разглеждания период те остават под нормата за периода 1961–1990 г.



Настоящото изследване е част от дипломната работа на Десислава Димитрова „Изменения на средните температури и валежи в България за периода 1995–2012 г.“, защитена през 2014 г., ОКС „Магистър“, „Метеорология“, катедра „Метеорология и геофизика“.

#### ЛИТЕРАТУРА

- [1] IPCC. *Climate Change 2013: The Physical Science Basis*. Cambridge, 2013.
- [2] IPCC. *Contribution of Working Group 1 to the Fourth Assessment Report of the IPCC*. Cambridge, 2007.
- [3] Koleva, E. K., L. Krastev, E. L. Peneva, E. V. Stanev. *Bulg. J. Met. and Hydr.*, 1996, **7**, 3/4, 73.
- [4] Peneva, E. L., N. H. Rachev. *Ann. de l'Univ. "St. Kl. Ohridski", Fac. de Phys.*, 2008, **101**, 39.
- [5] Syrakova, M. and V. Mateev. *Bulgarian Geophysical Journal*, 2009, **35**, 33.
- [6] Syrakova, M. *Bulgarian Geophysical Journal*, 2010, **36**, 63.
- [7] Александров, В. Климатични промени: състояние на проблема, научни изследвания в БАН и България. София, 2008.
- [8] Syrakov, D., M. Prodanova, N. Miloshev, K. Ganev, G. Jordanov, V. Spiridonov, A. Bogatchev, E. Katragkou, D. Melas, A. Poupkou. In: *Large-Scale Scientific Computing*, 2009, doi:10.1007/978-3-642-12535-5\_64.
- [9] Спиридонов, В. Проектът *CECILIA*. 2009, <http://www.cecilia-eu.org/>.
- [10] Корчев, Г. Глобалното затопляне е несъмнено, 2010, <http://www.desant.net/show-news/20807/>.
- [11] <http://www.stringmeteo.com/synop/index.php>, Фактически данни, NOAA.
- [12] [http://www.stringmeteo.com/synop/semi\\_cent.php](http://www.stringmeteo.com/synop/semi_cent.php), Месечни температури и валежи – климатични.
- [13] [http://www.stringmeteo.com/synop/semi\\_cent2.php](http://www.stringmeteo.com/synop/semi_cent2.php), Месечни обобщения за времето в страната – данни от ECA&D.
- [14] Semenov, M. A., S. Pilkington-Bennett, P. Calanca. *Climate Research*, 2013, **57**, doi: 10.3354/cr01164.
- [15] Dee, D. P., Uppala, S. M., Simmons, A. J., Berrisford, P., Poli, P., Kobayashi, S., Andrae, U., et al. *Q.J.R. Meteorol. Soc.*, 2011, **137**, doi: 10.1002/qj.828.
- [16] Cornes, R. C., P. D. Jones. *Journal of Geophysical Research – Atmospheres*, 2013, **118**, doi:10.1002/jgrd.50799.
- [17] Bonacci, O., I. Željковић, R. Šakić Trogrlić and J. Milković. *Theor Appl. Climatol.*, 2013, **114**, doi 10.1007/s00704-012-0830-8.
- [18] Scotto, F. L. and M. D. Shulman. *Climatology*, 1985, **10**, 3.
- [19] van den Besselaar, E. J. M., A. M. G. Klein Tank, G. van der Schrier, P. D. Jones. *J. Geophys. Res.*, 2012, **117**, doi:10.1029/2011JD016687.

ГОДИШНИК НА СОФИЙСКИЯ УНИВЕРСИТЕТ „СВ. КЛИМЕНТ ОХРИДСКИ“  
ФИЗИЧЕСКИ ФАКУЛТЕТ

Том 109

ANNUAL OF SOFIA UNIVERSITY “ST. KLIMENT OHRIDSKI”

FACULTY OF PHYSICS

Volume 109

---

СТОХАСТИЧНО МОДЕЛИРАНЕ НА ВРЕМЕВИЯ РЕД  
ОТ ПОВЪРХНОСТНИТЕ ТЕМПЕРАТУРИ  
НА ГЛОБАЛНИЯ ОКЕАН ЗА ПЕРИОДА 1850–2014 г.

ЕВГЕНИ ВЛАДИМИРОВ<sup>1</sup>, СТИЛИЯН ЕВТИМОВ<sup>2</sup>

<sup>1</sup> *Национален институт по метеорология и хидрология, София*

<sup>2</sup> *Катедра „Метеорология и геофизика“*

*Евгени Владимиров, Стилиян Евтимов. СТОХАСТИЧНО МОДЕЛИРАНЕ НА ВРЕМЕВИЯ РЕД ОТ ПОВЪРХНОСТНИТЕ ТЕМПЕРАТУРИ НА ГЛОБАЛНИЯ ОКЕАН ЗА ПЕРИОДА 1850-2014 г.*

Моделираан е стохастично скаларният времеви ред от средните годишни повърхностни температури на глобалния океан за периода 1850–2014 г. Стриктно е аргументиран изборът на стохастичния модел  $ARIMA(0,1,2) \times (0,0,1)_{18}$ . Сезонността от осемнадесет години е интерпретирана като проявление на главния приливен цикъл. На базата на модела се дискутира декомпозицията на реда от океанските температури на стохастичен тренд и стационарна компонента и са оценени относителното значение на дългосрочния и непосредствения ефект от един шок и дисперсията на стохастичния тренд. Предложени са хипотезите, че локалните пикове в автокорелационната функция на диференцираните океански температури при 2, 36 и 11 години са съответно удвояване на годишния цикъл, проявление на климатичния цикъл на Brikner и слънчевия цикъл на Schwabe. Дългосрочната прогноза също е обсъдена.

---

*За контакти:* Стилиян Евтимов, Катедра „Метеорология и геофизика.“, Физически факултет, Софийски университет „Св. Климент Охридски“, бул. Джеймс Баучър 5, 1164 София, тел.: +359 2 8161 413, E-mail: evtimov@phys.uni-sofia.bg

A stochastic modeling of the scalar time series of the annual sea surface temperatures of the global ocean for the period 1850-2014 is carried out. The stochastic model  $ARIMA(0,1,2) \times (0,0,1)_{18}$  is strictly argued. The seasonality of eighteen years is interpreted as a manifestation of the main tidal cycle. Based on the model, the decomposition of ocean temperature time series into a stochastic trend and a stationary component is discussed, as well as the importance of long-run and immediate effect of a shock together with variance of the stochastic trend are estimated. The hypothesizes that local peaks of the autocorrelation function of the differenced time series at lags 2, 36 and 11 years are a period doubling of the annual cycle, a manifestation of the Blikner's climate cycle and Schwabe's solar cycle respectively are hypnotized. The long term forecast are also debated.

*Keywords:* See surface temperature, global ocean, stochastic modeling, trends and cycles  
*PACS numbers:* 92.70.Jn, 05.40.-a.

## 1. УВОД

Глобалният океан е една от основните компоненти на земната климатична система. Повърхностните температури на океана (SST) са важен параметър в климатичните модели. Данните за SST се използват за детектирането на климатичните изменения, тяхното предсказване и като гранични условия – за атмосферни реанализи или различни модели на глобалната циркулация.

Увеличеното покритие на инструменталните наблюдения през последния век и половина даде възможност за оценка на месечната повърхностна температура на глобалния океан и нейния ход през този период. Под температура на глобалния океан се разбира на практика средната по площ от измерванията в различни точки. Целта на предлаганата работа е построяването на стохастичен модел на скаларния времеви ред на годишната повърхностна температура на глобалния океан. Данните са от Британския отдел по изследване на климата за периода 1850–2014 г. Моделирането е проведено със съвременните постижения и техники за анализ на времеви редове.

Трябва да се отбележи, че стохастичното моделиране на повърхностни морски температури е с традиции. Общата концепция за климата като масивна браунова частица е развита в [1] и на тази база се предлага едно просто стохастично уравнение. Конкретно за океана тези идеи се прилагат в [2]. В тази светлина настоящото изследване е продължение на тези традиции за натрупаните нови експериментални данни и с помощта на съвременните постижения на статистиката в изследването на нестационарни времеви редове. Не по-малко внимание е отделено и на физичната страна на получените формални статистически резултати.

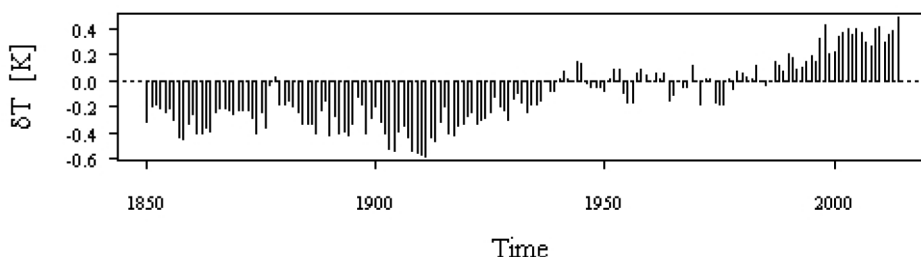
Съдържанието на настоящата работа е, както следва. Раздел 2 разглежда произхода и формирането на данните. Раздел 3 е посветен на провеждането

на редица статистически тестове за установяване на природата на нестационарността на времевия ред от годишните повърхностни температурни аномалии на глобалния океан за периода 1850–2014 г. В раздел 4 се предлага един стохастичен модел, адекватно отчитащ особеностите в еволюцията на океанската температурна редица. Моделът се дискутира в раздел 5, където се разглеждат дългосрочната прогноза, физичните аспекти на получените формални резултати, а също се обосновават ее и някои хипотези.

## 2. ДАННИТЕ

Повърхностната температура на океана в дадена точка се дефинира като интегралната температура на повърхностния слой с дълбочина 1–10 m. Под повърхностна температура на глобалния океан се разбира средната по площта на океаните. Средната годишна температура се получава, като се осредни средномесечната на 12-те календарни месеца.

Фиг. 1. представя времеви ред на средногодишните повърхностни температурни аномалии  $\delta T$  на глобалния океан за периода 1850–2014 г. Аномалиите са относно климатичната норма за периода 1961–1990 г.



**Фиг. 1.** Времеви ред на средногодишните повърхностни температурни аномалии на глобалния океан за периода 1850-2014 г.

Самият времеви ред е от базата данни HadSST3T на Climatic Research Unit of the University of East Anglia (<http://www.cru.uea.ac.uk/cru/data/temperature>) Ще коментираме накратко произхода и първичната обработката на наблюденията, върху които се базират изследваните данни, следвайки [3, 4].

Повърхностните морски температури се измерват по различни методи-ки от началото на XX век, но за начало на т. нар. ”инструментален период“ се смята 1850 г. По-ранните записи не са представителни в глобален мащаб. В момента най-богатата на информация за повърхностните морски температури е базата данни International Comprehensive Ocean-Atmosphere Data Set, ICOADS. Тя обединява в себе си United Kingdom Meteorological Office Marine Data Bank, US Merchant Marine Collection, World Ocean Database, Russian Marine Meteorological Data, Kobe Collection и др. Тази база данни включва

измервания от кораби, океанографски станции, закотвени и плаващи буйове и изследователски плавателни съдове.

Съществуват три основни метода за измерване на повърхностните морски температури *in situ*: от кораби, от плаващи и от закотвени буйове. Повечето данни са от плаващи кораби, т.нар. Voluntary Observing Ships, които са снабдени със стандартизирана апаратура и съответните инструкции. Движението на плаващите буйове и вълните осигуряват представителна оценка на температурите за дълбочина до един метър. Закотвените буйове са в разнообразни варианти, което води до големи разлики в грешката на измерванията.

Като първа стъпка наблюденията на повърхностните температури се подлагат на качествен контрол. Измерените стойности преминават набор от проверки. Изисква се наблюденията да са валидни относно момента на провеждането и местоположението, отхвърлят се, ако са във интервала  $\pm 8$  °C около климатичното средно, ако са под точката на замръзване на морската вода  $-1,8$  °C, или са нереалистични в сравнение с измерванията в съседните точки.

Следваща стъпка е т.нар. gridding. По същество това е трансформиране на измерените температури до аномалии относно климата на избран базисен период във възлите на регулярна мрежа. След това за всяка клетка се пресмята претегленото средно от индивидуалните наблюдения и по редица характеристики за дадената клетка се определя най-представителното за нея измерване. Големината на клетките е  $5^\circ \times 5^\circ$ . Клетките с недостатъчно измервания остават „бели петна“. По-нататък получените стойности се трансформират в аномалии и се осредняват за всеки месец. Аномалиите представляват разликите между измерените стойности и средната температура за даден климатичен период. За базата данни HadSST3 климатичният период е 1961–1990 г. Накрая изчислените аномалии се оценяват за различните видове грешки, съставят се предположения за тяхното възникване и се разработват модели за тяхното описание.

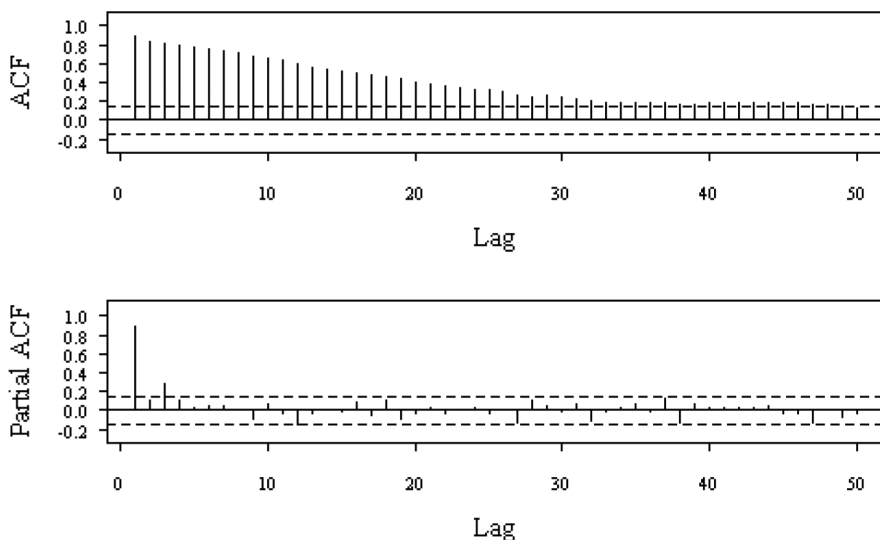
### 3. ПРЕДВАРИТЕЛНИ ТЕСТОВИ ПРОЦЕДУРИ

#### 3.1. МОТИВАЦИЯ

От фиг. 1 визуално може да се направи изводът, че времевият ред от средните годишни повърхностни температурни аномалии на глобалния океан за периода 1850–2014 г. е нестационарен. Фиг. 2 представя автокорелационната и частичната автокорелационна функция на този ред. По хоризонталната ос са нанесени закъсненията на автокорелационната функция от 0 до 50 и на частичната автокорелационна функция от 1 до 50. Интервалът на дискретизация е една година. По вертикалната ос на горния панел са разположени стойностите на автокорелационната функция, а на долния панел – на частичната автокорелационна функция. Двете, симетрични относно нулата, прекъснати хоризонтални линии маркират доверителните граници при предположението,

че входният сигнал е бял шум. От фиг. 2 се вижда, че автокорелационната функция затихва бавно с увеличаване на закъснението. Поне до 40 години автокорелациите са над доверителната граница. Що се отнася до частичната автокорелационна функция, то тя има висок изолиран пик при закъснение единица, след което практически затихва под доверителните граници. Както е известно, подобно поведение на извадките с крайна дължина индикира нестационарност [5].

И така, налице са основания за по-задълбочен анализ на нестационарността на изследвания времеви ред. От друга страна, адекватното стохастично моделиране също изисква диагностициране на природата на евентуалната нестационарност. Съвременният анализ на времените редове разработва четири възможности: тренд-стационарност, стационарност след диференциране (unit root), структурни промени и дълга памет. Докато при тренд-стационарност оригиналната редица става стационарна след подходящо линейно детрендване, то при стационарност след диференциране това става след диференцирането на редицата. Под структурни промени се разбира стационарност около линеен тренд, но с една или няколко точки на структурни промени, в които параметрите на тренда претърпяват скок. Процесите с дълга памет се позиционират между стационарност и стационарност след диференциране. Това са времените редове, които стационарират след прилагането на т.нар. филтър на дробното диференциране. Когато показателят на диференцирането е число между 0,5 и 1, оригиналната редица е нестационарна, защото нейната дисперсия расте с времето.



**Фиг. 2.** Автокорелационна функция (горе) и частична автокорелационна функция (долу) на времеви ред от температурните аномалии

### 3.2. ТЕСТ ЗА СТАЦИОНАРНОСТ НА DICKEY-FULLER

Ще подложим времеви ред за океанските температури на т.нар. тест на Dickey-Fuller [6]. Методиката на тестване следва [7]. В пълния си обем тестът протича на три стъпки.

Процедурата стартира с регресиране на диференцирания изходен ред върху линеен тенд, върху оригиналния ред при закъснение единица и върху краен брой ендогенни променливи. Ендогенните променливи всъщност са диференцираният изходен ред при закъснения от 1, 2 и т.н. Те се включват, за да се осигури некорелираност на регресионните остатъци. В нашия случай се оказва, че за тази цел са достатъчни две ендогенни променливи. Като начало се тества нулевата хипотеза, че редицата от аномалиите е стационарна след диференциране. Алтернативата е тренд-стационарност. Съгласно [8] при стойност на нестандартна  $t$ -статистика от 2,9177 съответната  $p$ -стойност е 0,1597 и нулевата хипотеза за стационарност след диференциране не може да се отхвърли дори при ниво на значимост 10%. При това положение се тества хипотезата за стационарност след диференциране без наклон на тренда, но с дрифт. Съгласно емпирично изчислените критични стойности в [9] при съответна статистика от 4,8435 тази хипотеза не може да се отхвърли при ниво на значимост 10%. В тази ситуация се тества хипотезата за стационарност след диференциране, но без тренд. Стойността на съответната статистика от 3,4967 показва, че и тази хипотеза не може да се отхвърли за ниво на значимост поне 10%.

На този етап излиза, че анализираният времеви ред е случайно блуждаене. Според следваната тестова методиката обаче, трябва да се премине към тестова регресия без наклон на тренда. Отново само две от ендогенните променливи, за които стана въпрос по-горе, са достатъчни за некорелираност на регресионните остатъци. Сега първоначалната нулева хипотеза е стационарност след диференциране с дрифт. Алтернативата е стационарност около константа. Стойността на статистика е  $-0,735$  и съгласно [8] съответната  $p$ -стойност е 0,8338. Нулевата хипотеза не може да бъде отхвърлена и трябва да се тества хипотезата за стационарност след диференциране при отсъствието на тренд. При стойност на съответната статистика от 0,6521 и тази хипотеза също не може да се отхвърли.

На този етап заключението е, че времевият ред от океанските температури е стационарен след диференциране без тренд и дрифт в генериращия данните процес. Това се потвърждава и от третата стъпка на следваната тестова методика, при която в тестовата регресия няма тренд. Отново две ендогенни променливи осигуряват некорелираност на остатъците. Нулевата хипотеза е стационарност след диференциране срещу алтернативата за стационарност. Стойността на статистика е  $-1,065$  и съгласно [8] съответната  $p$ -стойност е 0,2585. Нулевата хипотеза не може да се отхвърли.

И така, окончателното заключение е, че времеви ред от океанските температурни аномалии е стационарен след диференциране без тренд и дрефт. Остава обаче въпросът дали само еднократното диференциране е достатъчно за стационарирането на този ред.

За да изследваме този въпрос, ние повтаряме проведената вече тестова процедура, но не с оригиналния, а с диференцирания времеви ред. Оказва се, че остатъците на регресията са некорелирани още при една ендогенна променлива. Стойността на тестовата статистика още на първата стъпка от процедурата е  $-14,1094$  и нулевата хипотеза за стационарност след диференциране се отхвърля при нива на значимост под 1%. Съответната  $p$ -стойност съгласно [8] е  $1,093 \times 10^{-15}$ . Според следваната методика този резултат е достатъчен, за да се направи изводът, че еднократно диференцираният времеви ред от океанските температурни аномалии е стационарен.

### 3.3. ТЕСТ ЗА СТАЦИОНАРНОСТ НА KWIATKOWSKI-PHILLIPS-SCHMIDT-SHIN

Според проведения тест на Dickey-Fuller времеви ред от океанските температурни аномалии е стационарен след диференциране. Както обаче е известно, при крайни извадки този тест в редица случаи е със сравнително малка мощност [7]. В [10] се предлага друг тип тестова процедура, при която нулевата хипотеза е стационарност срещу алтернативата стационарност след диференциране. Подобен подход е в съответствие с консервативната стратегия, че по-естествено е хипотезата, представляваща интерес, в случая стационарност след диференциране, да е алтернативата. Тестовият модел предполага, че изходният времеви ред е суперпозиция от тренд, случайно блуждаене и гаусов шум. Нулевата хипотеза е, че дисперсията на шоковете в случайното блуждаене е нула и следователно редът е тренд-стационарен. Алтернативата е ненулева дисперсия или стационарност след диференциране. Разглежданите варианти са два: стационарност около линеен тренд и стационарност спрямо константно средно ниво. Асимптотичните разпределения на съответните статистики са нетривиални и техните проценти са табулирани в [10].

Тестовата процедура изисква да се фиксира дължината на прозореца на Bartlett, използващ се за пресмятане на дисперсията на грешката за една стъпка. Оказва се, че дължината на този прозорец е 13 закъснения. Резултатите от самия тест са, както следва. В случая на нулева хипотеза за стационарност около константа стойността на съответната статистика е 1,0133 и тази хипотеза може да се отхвърли при нива на значимост от 1%. В случая на нулева хипотеза за стационарност около тренд статистиката е 0,1885. И тази хипотеза може да се отхвърли при ниво на значимост 2,5%.

И така, проведеният тест за стационарност отхвърля нулевите хипотези за стационарност относно тренд с наклон или около константа. Отново



обаче възниква въпросът достатъчно ли е само еднократно диференциране за стационарирането на времевия ред. За да изследваме този проблем, ние диференцираме оригиналния ред и отново прилагаме използваната вече тестова процедура за стационарност с дължина на прозореца на Bartlett 13 закъснения. За нулева хипотеза – стационарност около константа – стойността на съответната статистиката е 0,1799 и хипотезата не може да се отхвърли дори при ниво на значимост 10%. За нулева хипотеза – стационарност около тренд – статистиката е 0,0509 и тя също не може да се отхвърли при ниво на значимост 10%. Изводът е, че времевият ред от океанските температурни аномалии стационарира след еднократно диференциране.

### 3.4. ТЕСТ ЗА СТАЦИОНАРНОСТ СЛЕД ДИФЕРЕНЦИРАНЕ НА ZIVOT-ANDREWS

В т. 3.1 бе споменато, че по принцип съществува възможност един времеви ред да е стационарен около тренд с точки на резки структурни промени. Тук ние ще тестваме времевия ред от океанските температурни аномалии за тази възможност. За целта се използва т.нар. тест за стационарност след диференциране на Zivot-Andrews [11]. Той е изложен подробно в [7, 11]. Нулевата хипотеза е стационарност след диференциране. Алтернативата е стационарност около тренд с една точка на структурна промяна. Вариантите са три. При първия вариант скокът е само в константата на тренда, във втория случай – само в наклона, а в третия – скок както в константата, така и в наклона. Самата точка на структурна промяна не се задава предварително, а се определя в процеса на тестването, така че минимално да се фаворитизира нулевата хипотеза за случайно блуждаене с дрефт. Тестовите регресии включват и ендегенните променливи, коментирани в т. 3.2.

Резултатите от този тест за реда от океанските температури са, както следва. Оказва се, че в случая на алтернативата за структурна промяна само в константата на тренда две ендегенни променливи са достатъчни за некорелираност на остатъците. Годината на евентуалната структурната промяна е 1889. Стойността на съответната статистика е  $-4,2797$  и нулевата хипотеза за стационарност след диференциране не може да бъде отхвърлена дори при ниво на значимост от 10%. В случая на структурна промяна само в наклона на тренда ендегенните променливи отново са две, а годината на структурната промяна е 1908. Стойността на тестовата статистиката е  $-4,0678$ . Нулевата хипотеза за стационарност след диференциране отново не може да бъде отхвърлена дори при ниво на значимост от 10%. Накрая, за алтернативата структурна промяна в наклона и константата на тренда при две ендегенни променливи и година на структурна промяна 1900 стойността на статистиката е  $-4,3983$ . И в този случай нулевата хи-

потеза за стационарност след диференциране отново не може да бъде отхвърлена. Изводът е, че хипотезата за стационарност след диференциране на времевия ред от океанските температури не може да се отхвърли срещу алтернативите за стационарност с различен тип на структурна промяна в линейния тренд.

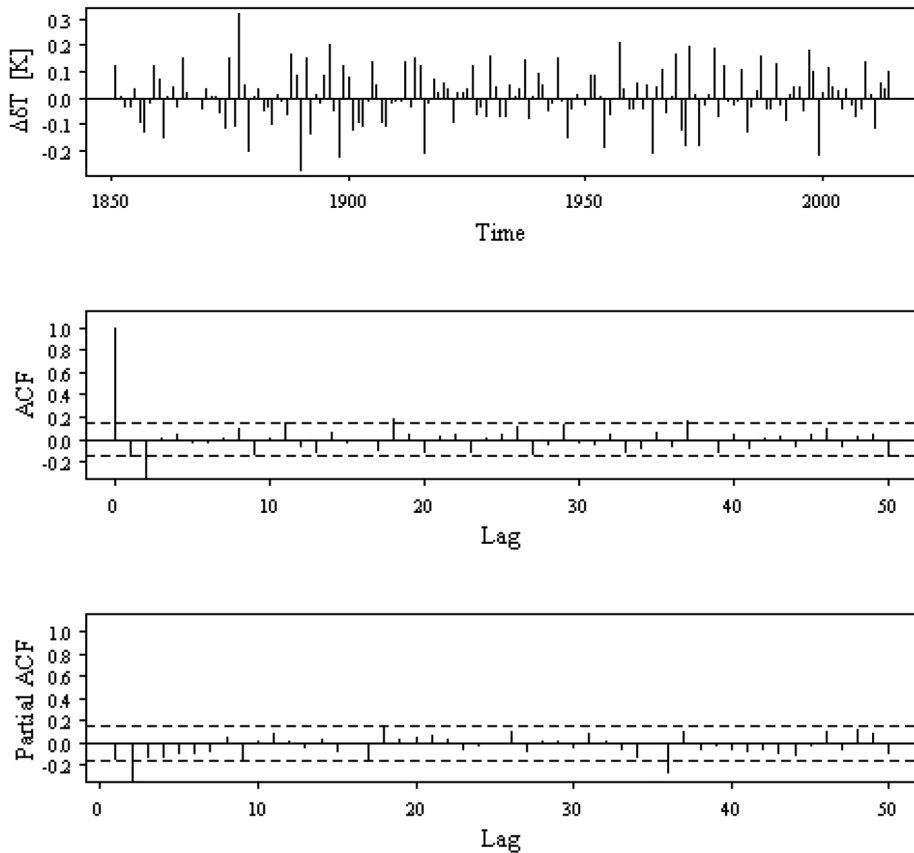
Остана да коментираме споменатата в т. 3.1 четвърта възможност за нестационарност, а именно, времевият ред да стационарира след филтрацията с филтъра на дробно диференциране. Според [12] указание за подобно поведение е отхвърлянето на нулевата хипотеза в тестовете за стационарност след диференциране, например на Dickey-Fuller, и едновременно с това отхвърляне на нулевата хипотеза в тестовете за стационарност, например теста на Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin. В нашия случай това обаче не е така. Както видяхме, тестът на Dickey-Fuller не отхвърля нулевата хипотеза за стационарност след диференциране. Можем да заключим, че в сравнение с възможността за стационарност след диференциране тази за дробно интегрируем процес е малко вероятна.

Да резюмираме. Проведените в този раздел тестови процедури дават основания за заключението, че нестационарността във времевия ред от океанските температурни аномалии е от типа стационарност след диференциране. Диференцирането на тази редица води до стационарност, като по всичко изглежда – не само без тренд с наклон, но и без дрейф.

## 4. СТОХАСТИЧНО МОДЕЛИРАНЕ

### 4.1. ИДЕНТИФИКАЦИЯ НА МОДЕЛА И ОЦЕНКА НА ПАРАМЕТРИТЕ

В раздел 3 бе установено, че след еднократно диференциране времевият ред за повърхностните температурни аномалии на глобалния океан става стационарен. Този резултат предполага моделиране по методиката на Box-Jenkins с подходящ Integrated autoregressive moving average (ARIMA) [13]. Процедурата стартира с предварителен анализ на диференцирания времеви ред, неговата автокорелационна функция и частична автокорелационна функция. Фиг. 3 представя диференцирания времеви ред  $\Delta\delta T$  от средногодишните повърхностни температурни аномалии на глобалния океан за периода 1850–2014 г. и съответната автокорелационна функция и частична автокорелационна функция. На горния панел е представен диференцираният ред, в средата – автокорелационната функция, и на долния е частичната автокорелационна функция. Максималното закъснение е 50.



**Фиг. 3.** Времеви ред (горе), автокорелационна функция (средата) и частична автокорелационна функция (долу) на диференцирания времеви ред от температурните аномалии

Визуалният преглед на диференцирания ред води до извода, че той е стабилен по отношение на измененията на дисперсията с времето. От фиг. 3 се вижда също, че автокорелационната функция и частичната автокорелационна функция имат очевидни пикове над долната доверителна граница при закъснение 2 години, след което затихват в рамките на доверителната лента. Евентуални изключения са единичните локални пикове при закъснение 18 и 37 години за автокорелационната функция и при закъснение 18 и 36 години за частичната автокорелационна функция, които са на границите на значимост. Тези наблюдения водят до извода, че подходящият стохастичен модел е сред множеството от ARIMA модели с еднократно диференциране, максимален ред на авторегресионния полином – две, максимален ред на полинома на пълзящото средно – също две, и евентуална сезонност с период 18 години, като стационарност след сезонно диференциране също не е изключена [13].

На този етап възниква въпросът как на практика да се определи „най-добрият“ сред очертаното вече множество от модели. За целта в литературата се препоръчва това да е моделът, който минимализира някой от т.нар. информационни критерии [13]. Тези критерии, освен точността на апроксимирането на оригиналните данни, отчитат и броя на моделните параметри, а в някои случаи и дължината на времевия ред.

За оптимизиране на пресмятията ние прилагаме стъпаловидния алгоритъм от [14]. Множеството на разглежданите сезонни ARIMA модели с дрефт ние определяме, фиксирайки: ред на диференцирането – единица, максимален ред на авторегресионния полином – пет, максимален ред на полинома на пълзящото – две, максимален ред на сезонния полином на пълзящото средно – две, максимален брой на моделните параметри – шест. Освен това ние оставяме открита и опцията за сезонно диференциране, като дали това се налага, или не, се определя от резултатите от теста за стационарност след сезонно диференциране на Osborn et al. [15].

Резултатите от съответните пресмятия показват, че и трите използвани информационни критерия – Akaike’s Information Criterion [16], Schwarz’s Information Criterion [17] и т.нар. AIC, Bias Corrected [7], недвусмислено фаворитизират модела  $ARIMA(0,1,2) \times (0,0,1)_{18}$ , т.е. ред две на полинома на пълзящото средно и ред едно на полинома на сезонното пълзящо средно. Пресмятията показват още, че и в трите случая отчитането на сезонността подобрява моделите. Моделът  $ARIMA(0,1,2) \times (0,0,1)_{18}$  е с по-ниски стойности на информационните критерии в сравнение с модела  $ARIMA(0,1,2)$ . Единствената разлика е, че докато Akaike’s Information Criterion дава предимство на  $ARIMA(0,1,2) \times (0,0,1)_{18}$  с дрефт, то Schwarz’s Information Criterion и AIC, Bias Corrected поставят този модел на второ място, като фаворитизират същия модел, но без дрефт. В тази връзка ще отбележим следното. Докато Akaike’s Information Criterion не отчита дължината на редицата, то в Schwarz’s Information Criterion и AIC, Bias Corrected включват този параметър и с това са по-ефективни за по-малки извадки, както е в нашия случай [13]. Освен това разликата в стойностите на Akaike’s Information Criterion в полза на модела с дрефт е почти пренебрежима – под 0,07. И накрая, проведенният в раздел 3 тест за стационарност след диференциране на Dickey-Fuller доведе до извода за случайно блуждаене без дрефт. Затова ние ще предпочетем  $ARIMA(0,1,2) \times (0,0,1)_{18}$  без дрефт.

Оценката на коефициентите на избрания модел по метода на максималното правдоподобие води до:

$$(1 - L)\hat{y}_t = (1 + 0.27_{(0,08)}L^{18})(1 - 0.23_{(0,07)}L - 0.39_{(0,07)}L^2)\hat{\varepsilon}_t \text{ с } \hat{\sigma}_\varepsilon^2 = 0.007, \quad (1)$$

където  $t$  са годините,  $\hat{y}_t$  е редицата от океанските температурни аномалии,  $\hat{\varepsilon}_t$  – белият шум,  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$  – неговата дисперсия,  $L y_t = y_t - y_{t-1}$  е операторът на отнемане с едно закъснение, а в по-малките скоби-са стандартните грешки.

## 4.2. ДИАГНОСТИКА НА МОДЕЛА

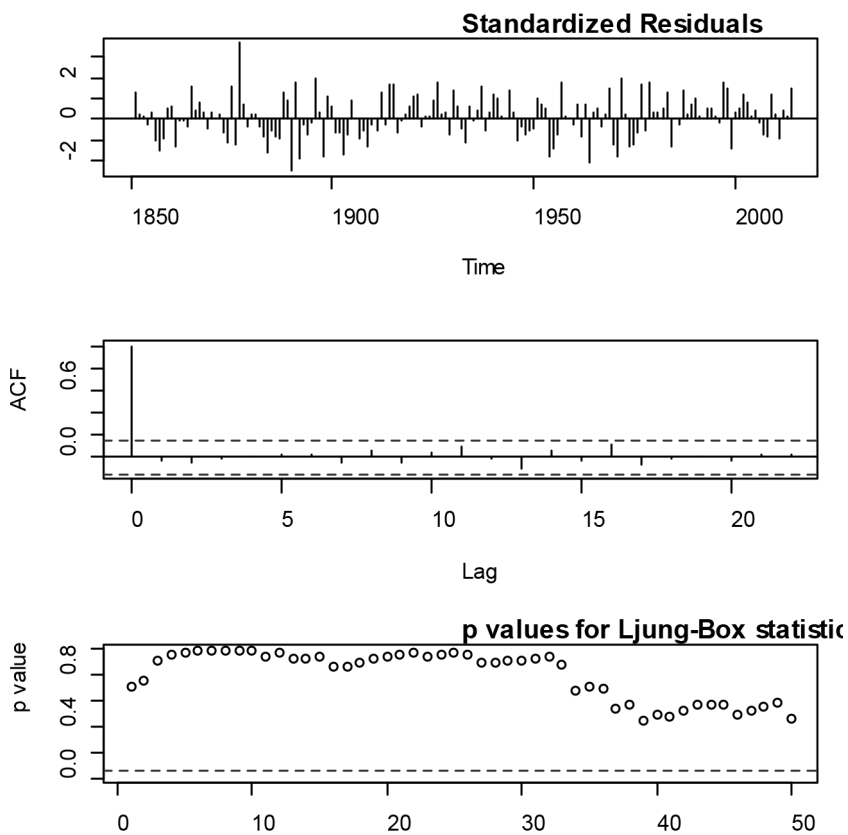
Стохастичните модели ARIMA предполагат нормално разпределение и некорелирани остатъци с постоянна по времето дисперсия. Тук ще проверим доколко изпълнени са тези предположения от нашия модел.

Фиг. 4 представя диагностиката на остатъците на предлагания модел. На горния панел е показан времевият ред на стандартизираните остатъци. Това е разликата между оригиналния ред и реда от прогнозите с една стъпка напред чрез анализирания модел, нормирани с дисперсията на грешката на едностъпковите прогнози [13]. Както се вижда, в поведението на стандартизираните остатъци не се забелязват по-съществени особености. Те са сравнително симетрично разпределени спрямо нулата, а дисперсията изглежда постоянна във времето. Изключение е годината 1877, за която съответният остатъкът е доста по-висок. Оригиналният ред и реда от прогнозите с една стъпка напред чрез анализирания модел, нормирани с дисперсията на грешката на едностъпковите прогнози [13]. Както се вижда, в поведението на стандартизираните остатъци не се забелязват по-съществени особености. Те са сравнително симетрично разпределени спрямо нулата, а дисперсията изглежда постоянна във времето. Изключение е годината 1877, за която съответният остатъкът е доста по-висок.

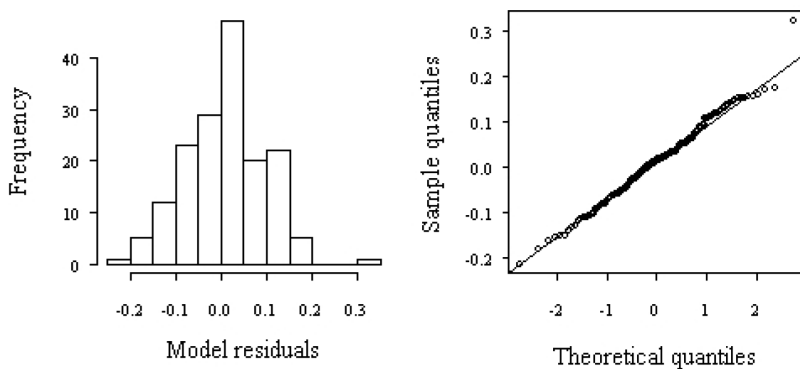
На панела в средата е представена автокорелационната функция на остатъците. Както се вижда, те са в рамките на доверителните граници, което показва некорелираност. На долния панел са дадени  $p$ -стойностите на т.нар. Ljung-Box-Рierce статистика. Този тест отчита големините на автокорелациите не поотделно за всяко закъснение, а като група [13]. Нулевата хипотеза е некорелирани остатъци. Както се вижда от фиг. 4, при тези високи  $p$ -стойности нулевата хипотеза не може да бъде отхвърлена. Остатъците са некорелирани поне до закъснения 50.

Имат ли остатъците нормално разпределение? Фиг. 5 представя хистограмата и квантил-квантил диаграмата на разпределение на остатъците. По хоризонталната ос на квантил-квантил диаграмата са разположени теоретичните квантили на нормалното разпределение, а по вертикалната ос – квантилите на остатъците. Правата линия свързва първия и третия квантил. Плътното групиране на точките около правата линия е показател за нормално разпределение.

Както се вижда, картините на хистограмата и квантил-квантил диаграмата добре се съгласуват с предположението за нормално разпределение. Изключение е споменатата вече година 1877, която е изолирана в десния край на хистограмата и десния горен ъгъл на квантил-квантил диаграмата. Очевидно тази година е „особено“ наблюдение.



Фиг. 4. Диагностика на остатъците на модела  $ARIMA(0,1,2) \times (0,0,1)_{18}$



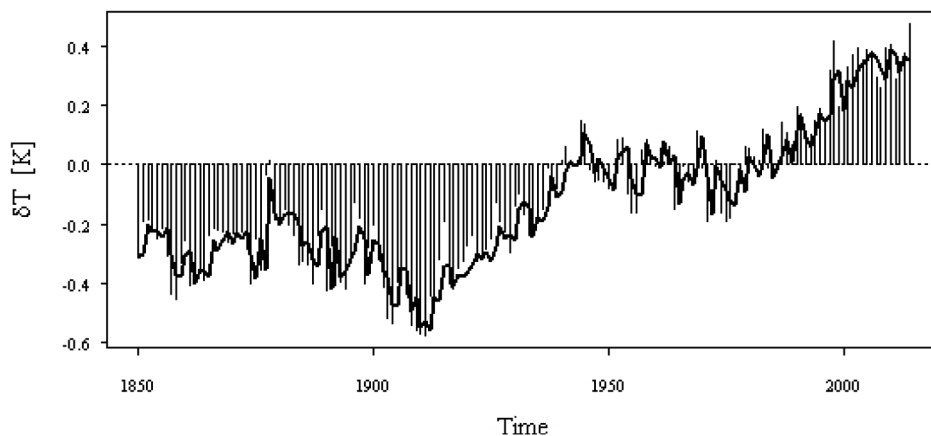
Фиг. 5. Хистограма (ляво) и квантил-квантил диаграма (дясно) на остатъците на модела  $ARIMA(0,1,2) \times (0,0,1)_{18}$

Хистограмата и квантил-квантил диаграмата дават визуална оценка доколко една извадка е нормално разпределена. Да подложим остатъците и на по-строг статистически тест. За целта ние използваме теста на Jarque-Bera и теста на Shapiro-Wilk. И в двата случая нулевата хипотеза е нормално разпределение. Резултатите от тестовете са, както следва. Стойността на  $\chi^2$ -статистиката в теста на Jarque-Bera е 0,7991, а съответната  $p$ -стойност е 0,6706. Нулевата хипотеза не може да се отхвърли. Стойността на  $W$ -статистиката в теста на Shapiro-Wilk е 0,9903 и съответната  $p$ -стойност 0,3212. Хипотезата за нормално разпределение не се отхвърля. Окончателният извод е, че остатъците са нормално разпределени.

Да резюмираме. Предлаганият  $ARIMA(0,1,2) \times (0,0,1)_{18}$  без дрифт минимализира информационните критерии, неговите остатъци са некорелирани и нормално разпределени. С това формалните изисквания за едно удовлетворително стохастично моделиране са изпълнени. Предлаганият модел е напълно приемлив от статистическа гледна точка.

### 4.3. ЕДНОСТЪПКОВА ПРОГНОЗА

Фиг. 6 представя времеви ред от средногодишните повърхностни температурни аномалии на глобалния океан за периода 1850–2014 г. и неговата апроксимация с прогнозата с една стъпка напред, направена с предлагания  $ARIMA$  модел. С падащите линии е показана оригиналната редица  $\delta T$ , а с непрекъснатата линия – апроксимацията. Както се вижда, моделът сравнително добре апроксимира особеностите в хода на океанските аномалии. Това е прогноза вътре в извадката.



**Фиг. 6.** Времеви ред на и неговата апроксимация с модела  $ARIMA(0,1,2) \times (0,0,1)_{18}$

Да резюмираме. В този раздел построихме прост стохастичен модел на океанските температурни аномалии за периода 1850–2014 г. Оказа се, че моделът е от тип  $ARIMA(0,1,2) \times (0,0,1)_{18}$ . Прави впечатление, че моделът е с стационарност след диференциране, сезонност 18 години и само 4 параметъра. Диагностиката показва, че моделът е напълно приемлив от формално статистическа гледна точка.

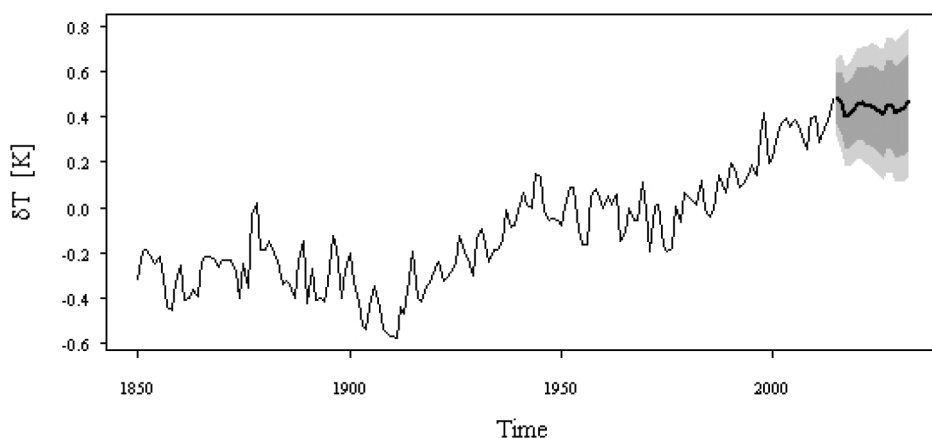
## 5. ДИСКУСИЯ И ЗАКЛЮЧЕНИЕ

### 5.1. ДЪЛГОСРОЧНА ПРОГНОЗА

По принцип дългосрочната прогноза на стационарните след диференциране процеси е обречена на неуспех, защото грешката на прогнозата расте неограничено с времето. Тук ще демонстрираме една сравнително дългосрочна прогноза с нашия модел, но с ограничен хоризонт във от извадката.

Ние преоценяваме коефициентите на модела  $ARIMA(0,1,2) \times (0,0,1)_{18}$ , използвайки данните само за периода 1850–2000 г. Новият модел е

$$(1-L)\hat{y}_t = (1 + 0.29_{(0,09)}L^{18})(1 - 0.24_{(0,07)}L - 0.39_{(0,07)}L^2)\hat{\varepsilon}_t, \hat{\sigma}_\varepsilon^2 = 0.007. \quad (2)$$



**Фиг. 7.** Времеви ред и прогноза за 20 години напред с модела  $ARIMA(0,1,2) \times (0,0,1)_{18}$

Сравнявайки с модела (1), виждаме, че уравнението е практически същото. Разликите са в сезонния коефициент с 0,02 и в първия коефициент на пълзящото средно с 0,01, което е значително по-малко от стандартните грешки. С това уравнение ние прогнозираме 20 години напред, т.е. от 2001 до 2020 г. Получените резултати са представени на фиг. 7. Прогнозата е показана с черната непрекъсната линия. В по-тъмния отенък на сивото са 80-процент-



ните доверителни нива на прогностичните интервали, в по-светлия нюанс – 90-процентните нива. Прави впечатление, че действителните температурни аномалии попадат в границата на 80-процентната доверителна лента.

Можем да спекулираме и че в следващите 2–3 години ни очаква повишаване на глобалната океанска температура.

## 5.2. СТОХАСТИЧЕН ТРЕНД И ЦИКЛИЧНОСТ

Бе установено, че времевият ред от средногодишните повърхностни температурни аномалии на глобалния океан за периода 1850–2014 г. се моделира статистически с един прост  $ARIMA(0,1,2) \times (0,0,1)_{18}$  модел. Две неща правят веднага впечатление: имаме стационарност след еднократно диференциране и сезонност от 18 години. Какво означава това?

Съгласно [18] тренд-стационарните модели се характеризират със следните общи свойства. Времевият ред се завръща трайно към тренда, в частност, при стационарност – към средното ниво. Дългосрочната прогноза е сходяща към тренда. Случайните смущения, наречени шокове, затихват с времето и ефектът от тях е краткотраен. Ако редът обаче е стационарен след диференциране, нещата са противоположни [18]. Редът не се завръща трайно към тренда или средното ниво. Дисперсията на прогностичната грешка е разходяща, защото нараства с времето. Ефектът от шоковете е дълготраен.

Нашият модел е стационарен след диференциране и е без дрифт. Това означава, че доколкото аномалиите нямат трайна тенденция да се завръщат към нулата, то температурата на глобалния океан не би трябвало трайно да се завръща към климатичната норма от периода 1960–1990 г. Дългосрочната прогноза на температурата на глобалния океан е най-малкото проблематична, защото дисперсията на прогнозата расте с времето. Ефектът на случайните шокове върху глобалния океан е дълготраен. Очевидно тези изводи са противоположни на концепцията, развита в [2], където предлаганият стохастичен модел е стационарен.

Да обсъдим по-подробно въпросът за шоковете. Известно е, че ако един  $ARIMA$  модел се представи във вида  $(1-L)\hat{y}_t = \psi(L)\hat{\varepsilon}_t$ , то числото  $\psi(1)$  има смисъл на значението на дългосрочния ефект от един шок спрямо непосредствения ефект от него [19]. В този смисъл  $\psi(1)$  е естествена мярка за значението на дългосрочния ефект от един шок. Ако  $\psi(1)=1$ , дългосрочният ефект е равен на непосредствения. При  $\psi(1)>1$  дългосрочният ефект е по-голям от непосредствения, ако  $\psi(1)<1$  – по-малък. В нашия случай полиномът  $\psi(L)$  е дясната част на уравнението (1), защото в модела няма авторегресионна част. Като положим формално  $L \rightarrow 1$ , получаваме  $\psi(1)=0,48$ . Дългосрочният ефект на един шок върху времевия ред на температурата на глобалния океан е по-малък от непосредствения.

Известно е също, че всеки ARIMA модел може да се представи като сума от случайно блуждаене и стационарен процес [19]. Случайното блуждаене се нарича стохастичен тренд. Този тренд акумулира шоковете с дългосрочен ефект. Стационарната част на сумата акумулира шоковете с краткосрочен ефект върху нивото на времевия ред. Самата декомпозиция не е еднозначна, но при доста общи предположения, независимо каква конкретно е тя, дисперсията на стохастичния тренд е една и съща, равна на  $\psi(1)^2 \hat{\sigma}_\varepsilon^2$  [19]. Замествайки със стойностите от нашия модел, оценката за стандартното отклонение на стохастичния тренд е 0,04 К.

Ние предлагаме следната физична интерпретация на приведените по-горе формално-статистически резултати. Шоковете в повърхностната температура на океана се дължат на флуктуациите в атмосферата, термохалинната циркулация и криосферата. Поради високия топлинен капацитет на водата естествените кандидати за промените в стохастичния тренд са флуктуациите в термохалинната циркулация и криосферата. Тези флуктуации са с дългосрочен ефект. Атмосферните флуктуации би трябвало да се интерпретират като шокове с краткосрочен ефект. С оглед на направената по-горе оценка, ефектът от тях преобладава, но е краткосрочен.

Накрая да се спрем и на сезонността. По-новите спътникови наблюдения показват, че дължащата се на приливния цикъл от 18,61 години дисипация в дълбоките слоеве на океана чрез произтичащото смесване води до изменения в общата океанска циркулация. Двата периода от 18 и 18,61 години практически съвпадат. Можем да направим извода, че сезонността в нашия модел при закъснение от 18 години е отражение на влиянието на главния приливен цикъл. Доколкото главният приливен цикъл се дължи на влиянието на Луната, то можем да кажем, че сезонността в нашия модел отразява влиянието на Луната върху глобалния океан.

Да се върнем към фиг. 3. Там са дадени автокорелационната и частичната автокорелационна функция на еднократно диференцирания времеви ред. В тази връзка бе коментирано, че над границите на значимост са автокорелациите при закъснение 2 години. Единични локални пикове над границите на значимост имаме и в автокорелационната функция при закъснение 18 и 37 години, а също и в частичната автокорелационна функци при закъснение 18 и 36 години.

Корелацията при закъснение 2 години можем да интерпретираме като удвоен годишен цикъл [20]. Удвояването на периода е основна бифуркация в теорията на нелинейните динамични системи. Доколкото глобалният океан е нелинеен, то можем да интерпретираме високите корелации при закъснение 2 като удвояване на годишния цикъл от нелинейния глобален океан.

Интересно е, че пикът при 36 години може да се свърже с като че ли забравения 35 (34,8±7)-годишен климатичен цикъл на Brikner, един от първите

изследователи на периодичните колебания на климата от края на XIX век. Остава да завършим с пика на 11 години, който е точно на границата на значимост. Една очевидна е неговата интерпретация е като отклик на слънчевия цикъл на Schwabe.

## 6. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Стохастичното моделиране на времевия ред от средните годишни повърхностни температурни аномалии на глобалния океан за периода 1850–2014 г. доведе до един  $ARIMA(0,1,2) \times (0,0,1)_{18}$  модел. В рамките на предложението модел могат да се направят редица изводи.

Температурата на глобалния океан няма да се завръща трайно към климатичната норма за периода 1960–1990 г. Дългосрочната прогноза на температурата на глобалния океан е най-малкото проблематична, защото дисперсията на грешката на прогнозата расте с времето.

Ефектът на случайните шокове върху глобалния океан е дълготраен. Дългосрочният ефект на един шок върху температурата на глобалния океан е по-малък от непосредствения. Оценката на стандартното отклонение на стохастичния тренд на температурата на глобалния океан е 0,04 К. Правдоподобна е хипотезата, че промените в стохастичния тренд на повърхностната температура на океана се дължат на шоковете, свързани с флукуациите в термохалинната циркулация и криосферата. Ефектът от атмосферните флукуации преобладава, но е краткотраен.

Правдоподобна е и хипотезата, че сезонността от 18 години в модела се обуславя от главния приливен цикъл, т.е. от влиянието на Луната. Хипотезите, че локалните пикове в автокорелационната функция на диференцираните океански температури при 2, 36 и 11 години са отражение съответно на удвоения годишен цикъл, климатичния цикъл на Brikner и на слънчевия цикъл на Schwabe също имат своето основание.

## ЛИТЕРАТУРА

- [1] Hasselmann, K. *Tellus*, 1976, **28**, 473.
- [2] Frankignoul, C., K. Hasselmann. *Tellus*, 1977, **29**, 284.
- [3] Kennedy, J. J., N. A. Rayner, R. O. Smith, M. Saunby, D. E. Parker. *J. Geophys. Res.*, 2011, **116**, D14103, doi:10.1029/2010JD015218.
- [4] Kennedy, J. J., N. A. Rayner, R. O. Smith, M. Saunby, D. E. Parker. *J. Geophys. Res.*, 2011, **116**, D14104, doi:10.1029/2010JD015220.
- [5] Brockwell, P. J., R. A. Davis. *Introduction to Time Series and Forecasting*, 2 ed., Springer-Verlag New York, Inc., 2002.

- [6] Dickey, D. A., W. A. Fuller. *Journal of the American Statistical Association*, 1979, **75**, 427.
- [7] Pfaff, B. *Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R*. Springer Science+Business Media, LLC, 2008.
- [8] MacKinnon, J. G. *Journal of Applied Econometrics*, 1996, **11**, 601.
- [9] Dickey, D. A., W. A. Fuller. *Econometrica*, 1981, **49**, 1057.
- [10] Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, Y. Shin. *Journal of Econometrics*, 1992, **54**, 159.
- [11] Zivot, E., Donald W. K. Andrews. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1992, **10**, 251.
- [12] Kirchgässner, G., J. Wolters, U. Hassler. *Introduction to Modern Time Series Analysis*, 2 ed., Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2013.
- [13] Shumway, R. H., D. S. Stoffer. *Time Series Analysis and Its Applications With R Examples*, 2 ed., Springer Science+Business Media, LLC, 2006.
- [14] Hyndman, R.J., Y. Khandakar. *Journal of Statistical Software*, 2008, **26**(3).
- [15] Osborn, D.R., A.P.L. Chui, J. Smith, C.R. Birchenhall. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1988, **50**, 361.
- [16] Akaike, H. *Journal of Econometrics*, 1981, **16**, 3.
- [17] Schwarz, H. *The Annals of Statistics*, 1978, **6**, 461.
- [18] Hamilton, J. D. *Time Series Analysis*. Princeton, NJ, 1994,.
- [19] Cochrane, J, H. *Time Series for Macroeconomics and Finance*, U Chicago, 1997.
- [20] Stephenson, D. B., V. Pavan, R. Bojariu. *Int. J. Climatol.*, 2000, **20**, 1.

## АСИМИЛАЦИОННИ ЕКСПЕРИМЕНТИ С МОДЕЛ WRF НА ОБСТАНОВКИ С МЪГЛА НА ЛЕТИЩЕ СОФИЯ

ИЛИАН МАНАФОВ<sup>1</sup>, ГЕРГАНА ГЕРОВА<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Държавно предприятие „Ръководство на въздушното движение“, София

<sup>2</sup> Катедра „Метеорология и геофизика“

*Илиан Манафов, Гергана Герова. АСИМИЛАЦИОННИ ЕКСПЕРИМЕНТИ С МОДЕЛ WRF НА ОБСТАНОВКИ С МЪГЛА НА ЛЕТИЩЕ СОФИЯ*

В тази работа е представен резултатът от числени експерименти с асимилация на приземни данни в модел WRF по време на мъгла в района на летище София. Асимилацията на наблюденията подобрява моделната приземна температура средно с 0,7 °C. За относителната влажност това подобрене варира между 1 и 9 %. Получените резултати показват, че асимилацията на приземни наблюдения подобрява моделните температури и относителна влажност, но недостатъчно за нуждите на оперативната работа.

*Ilian Manafov, Gergana Guerova. ASSIMILATION EXPERIMENTS WITH WRF MODEL OF FOG CASES AT SOFIA AIRPORT*

Assimilation of surface and upper air observations in the Numerical Weather Prediction WRF model during fog at Sofia Airport are presented in this study. The assimilation has positive impact on surface air temperature which is improved by 0.7 °C. For the relative humidity the improvement is in the range 1 to 9 %. It can be concluded that the assimilation of observations improves both the model surface temperature and specific humidity but this is not sufficient for the operational forecast.

*Keywords:* WRF model, fog, Sofia Airport

*PACS numbers:* 92.60.-E

---

*За контакти:* Илиан Манафов, Летищен център за ОВД Горна Оряховица, тел.: 359618 61608, E-mail: [ilian.manafov@bulatsa.com](mailto:ilian.manafov@bulatsa.com)

## 1. УВОД

С развитието на числените модели за прогноза на времето се появява и необходимост от ефективно използване на наблюденията за по-точно описание на началното състояние на атмосферата. През 1958 г. за пръв път е предложен вариационният анализ, който обединява обективния анализ на наблюденията и съгласуването на полетата в числените модели за прогноза на времето [1]. Вариационният метод се основава на вариационния принцип и предполага връзки между елементите, който описват състоянието на атмосферата. Вариационният анализ е широко използван метод в съвременните числени модели за прогноза на времето. Той се прилага в редица локални числени модели, като ALADIN, HIRLAM, AROME и други.

Според финалния доклад на проекта COST722 „Short range forecasting of fog, visibility and low clouds” [6] локалните числени модели, използвани в Европа за прогноза на мъгла, работят с вариационни асимилационни схеми. Моделът DMI-HIRLAM използва 3DVAR. Вариационна, но 4DVAR, е схемата за асимилация на модела APERGE, като резолюцията на използваните наблюдения от 45 km е отчетената като недостатъчно добра. Моделът FOG-NMM-BERLIN използва инициализация от модела GFS. Установено е, че за случаите на мъгла тази инициализация е недостатъчно точна, като отклонението на температурата спрямо реалните условия достига 5 °C. Важността на инициализацията за прогнозата на мъгла е отчетена във всички числени експерименти от проекта. Съответно е оценено и значението на използването на асимилация като начин за подобрене на инициализацията на моделите.

Досегашната ни работа включваше стартиране и настройка на WRF (Weather Research and Forecasting) модела за числена прогноза на времето с цел моделиране условията за образуване на мъгла на летище София. С получените настройки 18 случая на мъгла бяха моделирани и получените резултати бяха класифицирани в четири групи, съобразно представянето на модела по отношение причината за грешката на прогнозата [2].

Цел на това изследване е да се провери дали чрез асимилация на наблюдения е възможно да се подобри прогнозираната от модела приземна температура за избраните синоптични обстановки с мъгла в района на летището. За целта е използван асимилационният модул на числения модел WRF-WRFDA, описан в раздел 2. Резултатите от асимилационните експерименти са представени в раздел 3, а обобщение и насока за бъдеща работа в раздел 4.

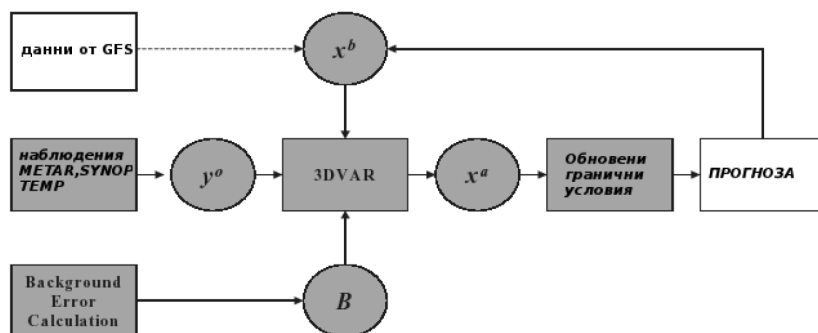
## 2. ВАРИАЦИОНЕН МЕТОД ЗА АСИМИЛАЦИЯ НА НАБЛЮДЕНИЯ В МОДЕЛ WRF

За асимилация на наблюденията в числения модел е използван модулът WRF Data Assimilation System (WRFDA, [3]). WRFDA дава възможност за

тримерен и четиримерен вариационен анализ на наблюдения. В настоящото изследване е използван тримерен вариационен метод за асимилация на наблюдения. Тримерният вариационен метод (3DVar, [4, 5]) търси решение  $x_a$ , което минимизира кост-функция  $J$ , дефинирана като разстоянието между полето и първото приближение  $x_b$  (в нашия случай входни данни от глобалния модел GFS) и разликата с наблюденията  $y_0$ .

$$2J(x) = (x - x_b)^T B^{-1} (x - x_b) + [y_0 - H(x)]^T R^{-1} [y_0 - H(x)]$$

На фиг. 1 е показана схема на основните модули и връзките между тях на WRFDA. Използвани са наземни наблюдения от летища (METAR), наземна синоптична мрежа (SYNOP) и аерологичен сондаж (TEMP), преобразувани във формат BUFR и предоставяни от NCEP.



Фиг. 1. 3DVar схема за асимилация на наблюдения в числен модел WRF

Началните и граничните данни са използвани от глобален числен модел GFS (Global Forecast System) с хоризонтална резолюция  $0,5^\circ$ . Избрани са две области за числени експерименти: 1) с хоризонтална резолюция 12 km и обхващаща територията на Балканския полуостров; 2) с резолюция 4 km за територията на България. Числените експерименти са направени с 44 вертикални нива.

Резултатите от числените експерименти са сравнени с едночасови наблюдения на температурата и специфичната влажност, измерени с автоматизирана метеорологична наблюдателна система на фирма Вайсала, разположена на летище София.

### 3. АСИМИЛАЦИОННИ ЕКСПЕРИМЕНТИ НА СО С МЪГЛА НА ЛЕТИЩЕ СОФИЯ

В предишно изследване [3] числени експерименти на 18 синоптични обстановки (CO) с мъгла на летище София бяха проведени и класифицирани

в 4 типа съобразно грешката в моделната прогноза. CO от първи тип (I) е локална за района на летището и се характеризира със сутрешна инверсия, която бързо се разрушава след изгрев слънце. Преобладаващата причина за грешка в числената прогноза е хоризонталната резолюция, заради която не се отчита допълнителното охлаждане по орографски причини. CO от втори тип (II) е при антициклонално, стабилно време с трайни инверсии, които не се възпроизвеждат в началните условия от глобалния модел GFS и водят до грешка. Към CO от трети тип (III) спадат случаите, в които грешките са поради проблеми в динамиката – при преминаване на атмосферен фронт например или от параметризациите на модела. Четвъртият тип (IV) CO са тези, за които числената прогноза е успешна. Резултатите от тези числени експерименти ще наричаме референтни числени експерименти (РЧЕ).

Числени експерименти с асимилация на наблюденията ще наричаме асимилационни числени експерименти (АЧЕ). В табл. 1 са представени подобренията на температурата и относителната влажност за всички CO в резултат на АЧЕ. За всички CO се наблюдава подобрение на температурата между 0,3 и 2,4 °C (колона 3 на табл. 1), както и подобрение на относителната влажност между 1 и 9 % (колона 4 на табл.1).

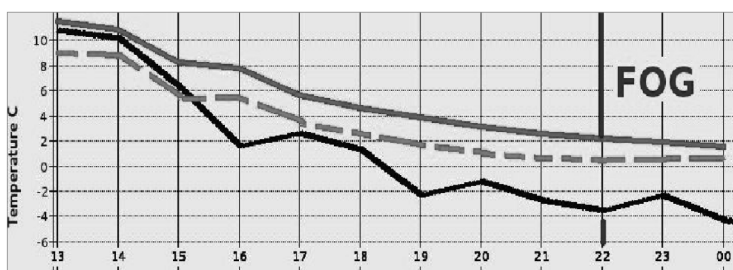
**Таблица 1.** Подобрения на температурата и относителната влажност за всички CO в резултат на АЧЕ

ДАТА	Тип CO	Температура $T$ [°C]	Оносителна влажност $RH$ [%]
01.12.2011	I	1,7	6,6
03.12.2011	I	2	1,2
11.12.2011	IV	0,6	9
12.12.2011	II	1,6	2
12.01.2012	III	4	1,2
23.01.2012	III	0,3	2,1
31.01.2012	III	0,7	4,1
19.02.2012	IV	2,4	5
20.02.2012	IV	1,4	3,1
06.11.2013	III	0,5	5,2
16.11.2013	I	1,4	3,8
21.11.2013	I	0,8	3,3
14.12.2013	I	0,7	4,7
19.12.2013	III	1,2	3,9
21.12.2013	I	1,4	4,2
01.01.2014	I	0,3	3,7
04.01.2014	II	1,1	3,6
16.01.2014	I	1,5	6,2



### 3.1. АЧЕ НА ТИП I СИНОПТИЧНИ ОБСТАНОВКИ С МЪГЛА

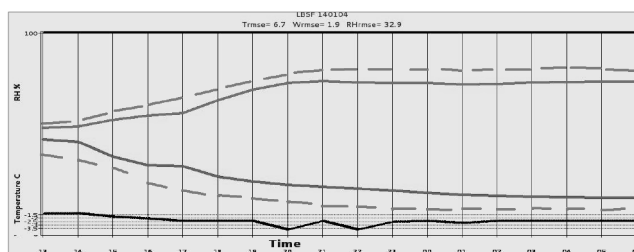
При обстановки от тип I – локални инверсии и недостатъчно добра резолюция, подобрението в прогнозата на приземната температура е  $0,6^{\circ}\text{C}$ . Това е най-често срещаната обстановка. На фиг. 2 е показан случай от 3.12.2011 г. Ходът на моделната прогноза в АЧЕ (прекъснатата линия) е по-близък до реалния (черно), сравнен с прогнозата от РЧЕ (непрекъснатата линия).



**Фиг. 2.** Наблюдавана приземна температура (черна линия), РЧЕ (непрекъснатата линия) и АЧЕ (прекъснатата линия) на 3.12.2011 г.

### 3.2. АЧЕ НА ТИП II СИНОПТИЧНИ ОБСТАНОВКИ С МЪГЛА

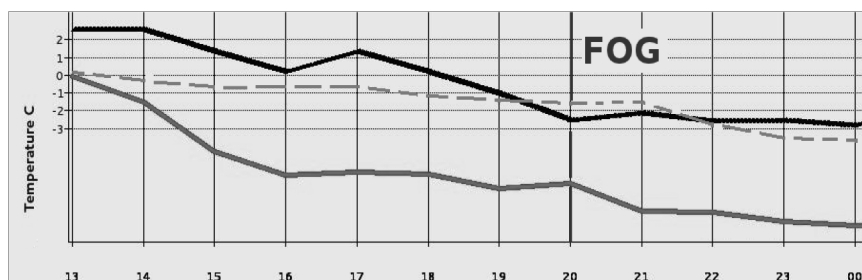
При обстановки от тип II – грешни начални условия, подобрението в следствие на прилагане на асимилация е най-голямо. Тези обстановки са най-рядко срещаните, но при тях се наблюдават най-големи стойности на грешката в прогнозата. Прогнозата на температурата в момента на падане на мъглата се подобрява с  $1,4^{\circ}\text{C}$ . Прогнозата на относителната влажност съответно е по-точна с 4 %. Това значително подобрение обаче в случая е недостатъчно, защото използваните данни са с груба хоризонтална резолюция ( $40\text{--}60\text{ km}$ ) и асимилирането им не успява да поправи голямата грешка в данните от GFS. На фиг. 3 е показан случай от 4.01.2014 г. Прогнозата на относителната влажност в АЧЕ е по-точна, но остава далеч от реално измерената.



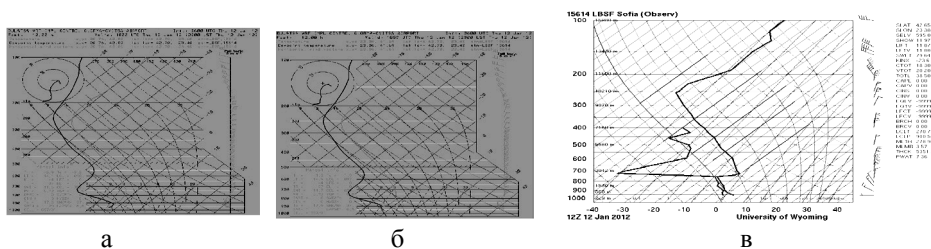
**Фиг. 3.** Наблюдавана приземна температура и относителна влажност (черна линия), РЧЕ (непрекъснатата линия) и АЧЕ (прекъснатата линия) на 4.01.2014 г.

### 3.3 АЧЕ НА ТИП III СИНОПТИЧНИ ОБСТАНОВКИ С МЪГЛА

При обстановките от група III също се наблюдава подобрение. Температурата на образуване на мъгла се прогнозира средно с  $1,3\text{ }^{\circ}\text{C}$  по-точно, ако се използва асимилация. На фиг. 4 е показан случай от 12.01.2012 г. Подобрението в прогнозата на температурата е очевидно. Сравнявайки реалния и прогнозните вертикални профили на температурата за точката на летището (фиг. 5), виждаме, че в АЧЕ е прогнозирана повдигнатата инверсия, която е наблюдавана.



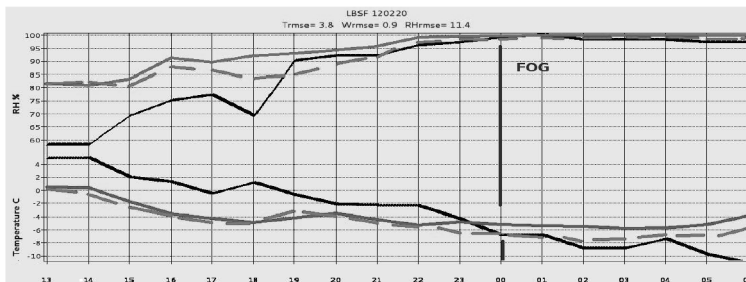
**Фиг. 4.** Наблюдавана приземна температура (черна линия), РЧЕ (непрекъснатата линия) и АЧЕ (прекъснатата линия) на 12.01.2012 г.



**Фиг. 5.** Профил на температурата в 12 UTC на 12.01.2012 г.: а, б) моделни прогнози без/с асимилация; в) от аерологичен сондаж в София

### 3.4. АЧЕ НА ТИП IV СИНОПТИЧНИ ОБСТАНОВКИ С МЪГЛА

При четвъртата група случаите, в които моделът се е справил добре и без асимилация, добавянето ѝ носи подобрение на прогнозата на приземната температура само с  $0,4\text{ }^{\circ}\text{C}$ . Случаят от 20.02.2012 г. (фиг. 6) демонстрира подобрението на прогнозата за тази група. Вижда се, че в АЧЕ прогнозата на нощното понижение на температурата на 21.02.2012 г. е по-точна с около  $1\text{ }^{\circ}\text{C}$ .



Фиг. 6. Наблюдавана приземна температура и относителна влажност (черна линия), РЧЕ (непрекъснатата линия) и АЧЕ (прекъснатата линия) на 20.02.2012 г.

#### 4. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Целта на настоящото изследване е оценка на влиянието на използване на асимилация в числената прогноза на мъгла за района на летище София. За целта са проведени числени експерименти с модел WRF на 18 случая с мъгла в периода 2011–2014 г. Резултатите от числените експерименти са сравнени с измерванията на температура, относителна влажност и скорост на вятъра от метеорологичната станция на летището. От получените резултати се вижда, че добавянето на асимилация подобрява прогнозата на температурата и относителната влажност във всички случаи, независимо от обстановката.

Настоящите изследвания показват чувствителността на числените прогнози на видимост към началните условия [1]. Необходимостта от прилагане на асимилация на допълнителни данни се обуславя от неточностите на „захранващите“ данни, които обикновено идват от глобален модел. По тази причина включването на асимилация е задължителен етап от процеса [2]. В общия случай се асимилират стандартни данни, но се експериментира и с допълнителни източници, като например данни от измервания с GPS или микровълнови радиометри [3].

**Благодарности.** Настоящото изследване е осъществено с подкрепа на проект BG051 PO001-3.306-0057 „Изграждане на съвременна образователна и научно-изследователска среда за развитие на докторанти, постдокторанти и млади учени във Физическия факултет на СУ „Св. Климент Охридски“. Изказваме благодарност на гл. ас. д-р Стоян Писов, катедра „Атомна физика“ на Физическия факултет на СУ, както и на Иван Бенков, системен администратор в ДП РВД, за оказаното съдействие при инсталацията и работата с WRF и WRFDA.

## ЛИТЕРАТУРА

- [1] Сираков, Д. Числени методи за прогноза на времето. София, 1985.
- [2] Манафов, И., Г. Герова. *Годишник на СУ „Кл. Охридски“*, Физ. фак. 2015, **108**, 48.
- [3] WRF Data Assimilation System Users Page, accessed 15 January 2016: <http://www2.mmm.ucar.edu/wrf/users/wrfda> .
- [4] Xiang-Yu, H., H. Vedel. An introduction to data assimilation, Danish Meteorological Institute.
- [5] Bergot, Th., D. Guedalia. *Mon. Wea. Rev.*, 1994, **122**, 1218.
- [6] Muller, M D., D. Masbou, A. Bott, Z. Janjic. *Q. J. R. Meteorol. Soc.*, 2010, **136**, 2189.
- [7] Cimini, D., O. Caumont, U. Lohnert, L. Alados-Arboledast, T. Huet, M. E. Ferrario, F. Madonna, A. Haefele, F. Nasir, G. Pace, R. Posada, R. Bleisch. A data assimilation experiment of temperature and humidity profiles from an international network of ground-based microwave radiometers. 2014 Specialist Meeting on Microwave Radiometry and Remote Sensing of the Environment (MicroRad); 03/2014.
- [8] COST Action 722: Short Range Forecasting Methods of Fog, Visibility and Low Clouds. ISBN/ISSN: 978-92-898-0038-9, 2008, 490.  
[http://w3.cost.eu/fileadmin/domain\\_files/METEO/Action\\_722/final\\_report/final\\_report-722.pdf](http://w3.cost.eu/fileadmin/domain_files/METEO/Action_722/final_report/final_report-722.pdf)

**Обхват на списанието.** *Годишникът* включва всички научноизследователски направления във Физическия факултет. Той се издава веднъж годишно. Публикуването в него е безплатно.

**Изисквания към статиите.** Статиите се изпращат по електронната поща на главния редактор (elfa@phys.uni-sofia.bg). Представянето включва текста, написан на Word в DOC формат, с включени фигури (вж. Template във web-страницата на Годишника), фигурите в отделни файлове, както и придружаващо писмо с електронните адреси на трима потенциални рецензенти.

Изисква се ръкописът да не е бил и да не бъде публикуван в никое друго издание. Всички ръкописи ще бъдат рецензирани. Авторите ще бъдат уведомени при одобряване на статиите за публикуване. Редакторите си запазват правото да редактират ръкописите, когато е нужно, и да връщат тези, които не отговарят на изискванията и обхвата на списанието.

Авторите отстъпват авторските права върху ръкописа на Физическия факултет на Софийския университет „Св. Климент Охридски“. Това включва и правата за адаптиране и оформяне на статията за цел използване на компютърни програми и системи, необходими при отпечатването.

**Подготовка на ръкописа.** Желателно е ръкописите да не са по-големи от 20 стр. Те трябва да са напечатани едностранно на листове А4 и с достатъчно широки полета. Ръкописът трябва да има следната структура: заглавие, автор(и), месторабота, абстракт на английски, абстракт на български, PACS номер, ключови думи (на англ.), основен текст, благодарности, допълнения, литература (вж. Template). Името, пълен пощенски адрес, телефонен и факс-номер и електронен адрес на автора за кореспонденция трябва да са изписани на първата страница като бележка под черта.

*Фигурите* трябва да са поставени в текста, близо до първото им споменаване. Те трябва да са с високо качество (резолюция не по-малко от 300 dpi) и се представят в отделни файлове в EPS формат (за векторните изображения – черно-бели чертежи и графики) и JPG или TIF формат (за растерните изображения – снимки, рисунки). Всички цветни фигури трябва да са конвертирани в черно-бели.

*Таблиците* да са с минимален брой разграничителни линии, да са поместени в текста, близо до техния коментар и отделени с известно разстояние отгоре и отдолу.

*Забележките под черта* да са минимален брой, кратки и последователно номерирани.

*Литературата* да се цитира в квадратни скоби, например [3], [1, 3], [5, с./р. 98], [12, гл./Ch. 2.11], като номерирането е последователно, по реда на цитирането.

*Примери за оформяне списъка на литературата:*

[1] Haake, F. Quantum Signatures of Chaos. Berlin, 1991.

[2] Berlad, G. I., A. P. Dar, G. M. Eilam. *Phys. Rev. D*, 1980, **22**, 7, 1547.

[3] DeWitt-Morette, C. In: *NATO ASI Series B: Physics*, 1997, **361**, 51.

За по-подробна информация относно подготовката на ръкописа, моля, контактувайте с редакторите на адрес annual@phys.uni-sofia.bg или cvet@phys.uni-sofia.bg.

**Scope of the journal.** The *Annual* covers all areas of research at the Faculty of Physics. It is published once a year. There is no page charge.

**Submission of papers.** The papers are to be submitted by e-mail to the Editor-in-Chief (elfa@phys.uni-sofia.bg). The submission of a paper includes the paper in Word DOC format with inserted figures (see Template), the figures as separate files, and a cover letter with the e-mail addresses of three potential Referees.

The submission of a paper implies that it has not been published previously, nor has been submitted for publication elsewhere. All papers will be subjected to a peer review. The authors will be notified of the acceptance of the paper. The Editors reserve the right to edit papers, where necessary, and refuse papers, which do not satisfy conditions of standard or contents.

The acceptance of a paper implies that the authors transfer the copyright to the Faculty of Physics of St. Kliment Ohridski University of Sofia including the right to adapt the paper for uses in conjunction with computer systems and programs, and also reproduction or publication in machine-readable form and incorporation in retrieval systems.

**Manuscript preparation.** The manuscripts should be no longer than 20 pages. The manuscripts must be typed on one side of A4 paper with wide margins.

The manuscript should have the following structure: Title, Author(s), Affiliation(s), Abstract in English, Abstract in Bulgarian, PACS codes and keywords, Main text, Acknowledgements, Appendices, References.

The name, complete postal address, telephone and fax numbers and the e-mail address of the corresponding author should be given as a footnote on the first page of the manuscript.

*Figures* must be inserted in the manuscript near their first reference with captions just below the figures. High-quality figures (at least 300 dpi) must be provided in the submission as separate files in EPS format (for black and white figures) and JPG or TIF format (for grey scale figures). Any color figure should be converted into a grey scale one before submission.

*Tables* should be with a minimum number of dividing lines and should be inserted in the text near their first reference.

*Footnotes* should be brief and kept to a minimum, and must be numbered consecutively.

*References* must be consecutively numbered in the text using square brackets, e.g., [3], [1, 3], [5, p. 98], [12, Ch. 2.11], etc. They must be listed by number in the Reference list.

*Examples:*

[1] Haake, F. *Quantum Signatures of Chaos*. Berlin, 1991.

[2] Berlad, G. I., A. P. Dar, G. M. Eilam. *Phys. Rev. D*, 1980, **22**, 7, 1547.

[3] DeWitt-Morette, C. In: *NATO ASI Series B: Physics*, 1997, **361**, 51.

For detailed information about manuscript preparation, please, contact the Editors at [annual@phys.uni-sofia.bg](mailto:annual@phys.uni-sofia.bg) or [cvet@phys.uni-sofia.bg](mailto:cvet@phys.uni-sofia.bg).













