

МЕТОДИ ДОСЛІДЖЕННЯ КАТЕГОРІЇ ТЕМПОРАЛЬНОСТІ В ДАВНЬОГРЕЦЬКІЙ МОВІ

*Звонська Леся Леонідівна,
д-р філол. наук, проф.*

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

У статті розглядаються лінгвостатистичні методи дослідження категорії темпоральності у давньогрецькій мові з архаїчної до класичної доби, в процесі становлення та розвитку лексико-граматичних засобів референції часу.

Ключові слова: категорія темпоральності, лінгвостатистика, коефіцієнт варіації, критерій суми рангів *H* Крускала-Уолліса, критерій χ^2 , критерій Стьюдента, критерій *X* ван дер Вардена, відносна похибка.

Визначальною тенденцією сучасної лінгвістики є її спрямованість на вивчення не лише проблем функціонування, а й розвитку мовних одиниць та онтологічних і гносеологічних властивостей семантичних категорій. Дослідження мовних структур як засобів репрезентації базисних знань про світ насамперед стосується архетипних, універсальних понять картини світу, таких як категорія часу. **Актуальність нашого дослідження** зумовлюється насамперед його спрямованістю на систематизацію й типологічну інтерпретацію фактів розвитку семантики лексико-граматичних засобів з точки зору мовної репрезентації когнітивного змісту семантичної категорії темпоральності.

Мета полягає в застосуванні статистичних методів до дослідження мовних засобів вираження темпоральності впродовж розвитку давньогрецької мови від архаїчної до класичної доби.

Об'єктом дослідження є лексико-граматичні засоби репрезентації категорії темпоральності у лінгвостатистичному вимірі.

Предмет дослідження становлять статистичні характеристики різних вибірок у прозових і поетичних текстах, що охоплюють діапазон розвитку давньогрецької мови від архаїчної до класичної доби.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. У процесі концептуалізації й категоризації реалій об'єктивної дійсності та їх мовної референції складається певне світобачення носіїв мови. Етнолінгвістичні ідеї, котрі ґрунтуються на дослідженні етноментальної специфіки, яка відображається в національній мові на різних її рівнях, містяться в дослідженнях класичних мов у діяхронному аспекті таких учених як Й. М. Тронський [Тронський 1967], М. М. Славятинська [Славятинська 1976, 1987], І. А. Перельмутер [Перельмутер 1977, 1995], В. П. Нерознак [Нерознак 1998], М. Г. Сенів [Сенів 1997], Г. Штайнталь [Steinthal 1962], Ж. Дюгу [Duhoux 1992], А. Ріксбарон [Rijksbaron 1989, 1994], Е. Дж. Баккер [Bakker 1998], С. М. Сікінг [Sicking 1996]. Оскільки мова – не жорстко детермінована система, а ймовірна, то для її пізнання не лише бажаними, а й необхідними є квантитативні методи дослідження частотних, ймовірнісних, градуальних та інших нелогічних характеристик. Праці вітчизняних та зарубіжних фахівців з лінгвостатистики [Головин 1971; Носенко 1981; Левицкий 2004; Ван дер Верден 1971; Hammerl 1990] дають змогу

використати математичні підходи для оптимізації та об'єктивізації дослідження мовних категорій в синхронії та діяхронії, аналізу та співвіднесення параметрів, зумовлених вибором носія мови та її іманентною структурою.

Наукові результати. Лексико-граматичні форми, пов'язані з вираженням значення часу, як відомо, не збігаються в системах різних мов за своїм категоріальним значенням, перебувають у різних взаємовідносинах з іншими формами, різняться місцем у системі та зв'язками з іншими категоріальними структурами. Взаємодія людини з об'єктивним часом у плані мовного вираження його ознак яскраво простежується в давньогрецькій мові, тому нам видається доцільним звернутися до аналізу розвитку граматичних засобів вираження часу та мовної стратегії відображення континуально-дискретних характеристик феномену часу носіями цієї мови [Звонська 2005; 2011].

Категорія часу та пов'язані з нею часові відношення знаходять своє відображення у мовних засобах на різних мовних рівнях. У процесі мовної репрезентації на вибір відповідної часової референції впливають як характеристики реальних властивостей часу, так і особливості структурно-семантичної організації і функціонування певної мови.

Оскільки граматична категорія часу остаточно сформувалася після розпаду праіндоевропейської мовної єдності, що утруднює вияв первісних етапів формування граматичної категорії часу як з точки зору змісту, так і з точки зору плану вираження, то, як слушно зазначає М. М. Славятинська, "вивчення цієї категорії повинно провадитися для кожної мови окремо шляхом внутрішньої реконструкції" [Славятинская 1976, 116].

Дискретний, структурований на осі часу об'єктивний світ відображується в семантиці і структурі мови. Розуміння часу як універсальної поняттєвої категорії та його мовної референції на ґрунті давньогрецької мови є концептуальним підходом до розгляду внутрішньої структури категорії темпоральності, функціонально-семантичного діапазону граматичних часових форм, характеру співвідношення первинних і вторинних функцій певної часової форми, діяхронної динаміки розвитку різних змістових варіантів функцій граматичних часових форм у межах категорії темпоральності.

Категорія темпоральності є організуючою і керуючою системою відображення часу в різних жанрових формах існування давньогрецької мови.

При дослідженні темпоральності як категорії колективного усвідомлення часу носіями давньогрецької мови ми не зіставляємо діалектні, ідіо- чи жанрово-специфічні засоби референції часу, а простежуємо в діяхронії еволюцію мовних засобів відображення реального часу на матеріалі сукупності різножанрових та різнодіалектних текстів, оскільки лише на такому "макротекстовому" рівні можна виявити загальні закономірності розвитку категорії темпоральності.

У системі давньогрецького дієслова видові й часові значення об'єднані в єдиний комплекс. Онтологічним ядром категорії темпоральності є граматичні часові форми; в давньогрецькій мові центром граматичних відношень вираження часу є форми індикатива. Граматичне визначення часових форми опатива, кон'юнктива, ім-

ператива (презенса, аориста, перфекта) свідчить не про їх темпоральну семантику (відповідно до категоріального значення презенса, аориста, перфекта), а про видову (відповідно – недоконаного, доконаного та результативного виду). Інші периферійні явища (дієприкметникові чи інфінітивні конструкції, лексико-граматичні засоби вираження часових відношень) пов'язані з семантикою таксису та мають відносно-часове значення.

Вираження абсолютних темпоральних характеристик лише формами індикатива, як наприклад, у давньогрецькій мові, попри всю способову систему (від домінування темпоральної семантики у формах індикатива, до умовно-часового або лише видового значення часових форм інших способів), відносно-часове значення дієприкметника та не часове, а видове значення інфінітива призводить до значного абстрагування категоріальних часових значень і їх формалізації. Тому взаємозумовленість і взаємовплив ментально-чуттєвої і граматичної категорій часу підкреслює узагальнюючий і часто контекстуально інтерпретативний характер часової семантики граматичних форм часу.

Значення часів у індикативі є основним для їх темпоральної диференціації, найбільш статичним і граматично закріпленим. Проте відомий філософ і філолог О. Ф. Лосев небезпідставно твердить, що часові форми дієслова є не просто абстрагованими від мовця актами номінації дії, але актами його суб'єктивного розуміння відповідного часу [Лосев 1983, 208]. Тому сфера мовного функціонування індикативних форм давньогрецького дієслова значно ширша, ніж граматично детермінована; вона також залучає лексико-семантичну валентність слова, модальність тощо, завдяки чому мовна референція часу набуває відповідності часовій дискретності.

Хоча гіпотетична модель мовного часу є значно ширшою за обсягом, ніж морфологічна модель категорії часу, і охоплює також лексичні, синтаксичні та контекстуальні засоби темпоральності, проте вона є основною складовою мовного часу: саме морфологічна категорія часу є онтологічним ядром функціонально-семантичної категорії темпоральності. При цьому враховується, що інтерпретативне визначення функціональної семантики дієслівної часової форми все ж не домінує над її категоріальним визначенням.

У давньогрецькій мові семантико-граматичним ядром і предикативним центром речення виступають дієслівні особові форми, пріоритет серед яких належить формам індикатива. Досвід опрацювання емпіричного матеріалу засвідчує, що різночасові форми індикатива доволі рівномірно представлені в текстах усіх періодів, незалежно від жанрових різновидів (прозовий чи поетичний). Проте для підтвердження висунутих гіпотез варто скористатися методами лінгвостатистики.

Математичні методи можуть використовуватися у двох різновидах: як кількісні методи, що зводяться до простого підрахунку частоти вживання мовних одиниць, та як статистичні методи, котрі передбачають використання різних формул для виявлення правил розподілу мовних одиниць, для виміру зв'язків між мовними елементами, для встановлення тенденцій у розвитку та функціонуванні мови та для встановлення залежності між якісними й кількісними характеристиками мови. Проведемо зіставлення статистичних характеристик різних вибірок: за значенням абсо-

лютних та відносних частот, смугою коливання середньої частоти, за критерієм Стьюдента та перевіркою на статистичну однорідність (критерій X^2), а за методом експертних оцінок визначимо непараметричні критерії відмінності.

Досліджувані тексти зі статистично однорідною кількістю формально-граматичних форм індикатива на одиницю обсягу матеріалу приймаються як умовно рівноцінні, тому подальші підрахунки функціонально-семантичних різновидів часових форм індикатива об'єктивно відображають еволюцію граматичної категорії часу та загальноумовної стратегії відображення континуально-дискретних характеристик реалії часу.

Для підтвердження висунутої гіпотези як підґрунтя достовірності наших досліджень ми визначили розподіл досліджуваних формально-граматичних індикативних форм та зіставили статистичні дані їх уживання: 1) у текстах кожного автора зокрема і серед усіх авторів; 2) у текстах різних жанрів; 3) у прозових та поетичних текстах; 4) у текстах різних часових зрізів.

Для оцінки достовірності не абсолютного, а відносного діапазону можливих значень випадкової величини для кожного автора використаємо коефіцієнт варіації [Головин 1981, 49], який розраховують за формулою:

$$v = \sigma : \bar{x} \cdot 100 \%.$$

Так, середня частота часових форм індикатива приймається нами як 97,86 словоформ на 1000 слів тексту. У даному випадку коефіцієнт варіації становить 9,76 % (див. табл. 1, 2).

Таблиця 1
Кількість форм індикатива в прозі для вибірок у 1000 слів

Автор	Фрагмент	К-сть	Фрагмент	К-сть	Фрагмент	К-сть	Фрагмент	К-сть
Гомер	Δ 200-359	104	Λ 690-848	93	ζ 1-148	111	π 215-371	95
Гесіод	Θ. 506-670	107	Θ. 860-1020	90	Ε. 90-253	110	Ε. 375-535	84
Геродот	1.5-13	104	1.111-117	110	4.46-61	101	7.188-198	90
Фукідід	1.15-23	107	2.37-45	91	3.51-59	110	4.109-117	95
Ксено-фонт	'Αν. 4.5.1-28	94	'Ελλ. 4.3.15-4.4.8	100	'Αγ. 2.1-16	94	'Απ. 1-19	89
Демосфен	6.13-33	104	18.40-62	90	19.315-334	102	21.102-121	109
Ісократ	3.43-64	83	4.1-27	87	10.21-45	90		91
Лісій	1.1-23	101	7.4-32	94	14.23-47	95	19.42-64	97
Есхіл	Пр. 696-876	104	Εϋ. 576-746	109	'Αγ. 501-680	90	Π. 290-471	100
Еврипід	Μ. 446-616	116	'Ορ. 1025-1178	120	'Ιφ. 900-1071	121	Κ. 163-339	108
Софокл	'Αν.163-351	97	'Ηλ. 1-85, 250-340	88	Οιδ. 1345-1520	85	Φ. 402-575	86
Піндар		91		90		85		83
Емпедокл	1-35	105	100-159	93				

Таблиця 2
Кількість форм індикатива в поезії для вибірок у 1000 слів

<i>Автори</i>	<i>Фрагменти</i>	<i>К-сть</i>
<i>Каллін</i> <i>Тиртей</i> <i>Архілох</i> <i>Сапфо</i>	1.1-16; 2-36.1-4; 5-6.1-11; 8.1-15 6-8; 26-41; 73-77 1.1-21; 55с-63; 116-124	89
<i>Алкей</i> <i>Солон</i> <i>Мімнерм</i> <i>Анакреонт</i>	29-34; 42-44; 94-99 1.13-29; 3.9-24; 1.60-76 1.1-10-2.1-5; 7-10.1-12; 12-13 1-5.1-5	96
<i>Анакреонт</i> <i>Ксенофан</i> <i>Семонід</i> <i>Гіпнонакт</i>	43-46; 86-94 1.1-15; 9-14; 19-25 1.1-17; 7.21-37; 7.90-105 1-9; 50-66	103
<i>Алкан</i> <i>Стесіхор</i> <i>Івік</i> <i>Феогнід</i>	36-49.1-3; 57-67; 92-104 1-7; 10-16 6-8; 12-30 1-16; 131-147; 535-551	90

Для визначення частоти наповнення різножанрових текстів часовими формами індикатива потрібно відкинути ті ознаки, розбіжності частот яких у функціональних стилях можна вважати випадковими. Для перевірки визначення випадковості чи суттєвості розбіжностей частот у вибірках $n > 5$ доцільно скористатися критерієм суми рангів, або H (Крускала-Уолліса).

Критерій H асимптотично наближений до критерію χ^2 , тому вірогідність гіпотези про випадкову розбіжність дискретних величин приймають за даними меж χ^2 з l ступенями свободи. Критерій суми рангів вираховуємо за формулою [Носенко 1981, 112]:

$$\chi^2 = [12 : n(n+1)] \sum R_i^2 : n_i - 3(n+1),$$

де n_i – кількість підвбірок, n – сума підвбірок, $\sum R_i$ – сума рангів частот для кожної вибірки, k – кількість вибірок.

У нашому випадку (див. табл. 5) $n_1 = 12, n_2 = 8, n_3 = 12, n_4 = 8, n_5 = 8, n_6 = 12, n = 60$; кількість ступенів свободи $l = k - 1 = 6 - 1 = 5$. Таким чином:

$$\begin{aligned} \chi^2 &= [12 (14805,18 + 5591,53 + 9747 + 9940,5 + 2295,03 + 15950) : 3660] - 183 = \\ &= 191,24 - 183 = 8,24. \end{aligned}$$

Таким чином, при 95-відсотковому коефіцієнті надійності та п'яти ступенях довіри критичне значення критерію згоди χ^2 становить 11,1 [Носенко 1981, 151].

Оскільки отриманий нами показник $\chi^2 = 8,24 < \chi_{0,05}^2 = 11,1$, тобто вибіркове значення хі-квадрата менше критичного, є всі підстави прийняти гіпотезу про випадковість розбіжностей частот часових форм індикатива у функціонально-стилістичних різновидах текстового матеріалу.

Таблиця 3
Розподіл частот та рангів за жанрово-стилістичними різновидами

Історична проза		Філософська проза		Ораторська проза		Епічна поезія		Лірична поезія		Драматична поезія	
104	44,5	105	47	104	44,5	104	44,5	91	21,5	104	44,5
110	54	93	25	90	16,5	93	25	90	16,5	109	51,5
101	40,5	84	4,5	102	42	111	56	85	6,5	90	16,5
90	16,5	83	2	109	51,5	95	33	83	2	100	38
107	48,5	93	25	101	40,5	107	48,5	87	9,5	116	57
91	21,5	88	11,5	94	29	90	16,5	94	29	120	58,5
110	54	100	38	95	33	110	54	91	21,5	121	60
95	33	120	58,5	97	35,5	84	4,5	94	29	108	50
94	29			83	2					97	35,5
100	38			87	9,5					88	11,5
94	29			90	16,5					85	6,5
89	13			91	21,5					86	8
ΣR₁	421,5	ΣR₂	211,5	ΣR₃	342	ΣR₄	282	ΣR₅	135,5	ΣR₆	437,5

Таблиця 4
Розподіл частот у вибірках прозових та поетичних текстів

Проза	x_i	101,25	100,75	94,25	101,25	87,7	96,75	99	87
Поезія	y_i	100,75	97,75	100,75	116,25	89	87,25	90,8	

При зіставленні форм писемних пам'яток (проза-поезія) можна скористатися критерієм Стьюдента [Головин 1971, 41]:

$$t = (\bar{x}_1 + \bar{x}_2) : \sigma_{1,2} \cdot \sqrt{(k_1 \cdot k_2) : (k_1 + k_2)}.$$

За даними таблиці 7 середні частоти (\bar{x}) часових індикативних форм у прозі і поезії становлять відповідно 96 та 97,5; $k_1 = 8$, $k_2 = 7$; незміщена оцінка середнього квадратичного відхилення в двох серіях вибірок обчислюється за формулою [Носенко 1971, 42]:

$$\sigma_{1,2} = \sqrt{\left[\sum (x_{i1} - \bar{x}_1)^2 + \sum (x_{i2} - \bar{x}_2)^2 \right] : (k_1 + k_2 - 2)}.$$

Сума квадратів відхилень вибірових частот від їх середньої для прози дорівнює 240,2; для поезії – 595,5. Незміщена оцінка суми середніх квадратичних відхилень вибірок прози і поезії віднаходиться $\sigma_{1,2} = \sqrt{(240,2 + 595,5) : (8 + 7 - 2)} = 8,02$. Підставивши отриману величину у формулу критерію Стьюдента, отримаємо: $t = [(97,5 - 96) : 8,02] \cdot \sqrt{56 : 15} = 0,19 \cdot 3,73 = 0,71$. Отримана нами величина приблизно дорівнює теоретичному значенню t при 13 ступенях свободи ($k_1 + k_2 - 2$), яке становить 0,694, що відповідає максимальному відсотку вірогідності і підтверджує гіпотезу про рівність двох середніх частот.

Додатково перевірити дані абсолютних частот і порівняти частоти досліджуваної ознаки у двох вибірках можна за критерієм X ван дер Вардена.

Формула визначення критерієм X ван дер Вардена [Ван дер Варден 1971, 110]:

$$X = \sum \Psi[r : (n_1 + n_2 + 1)],$$

де r – ранг, $n_1 + n_2$ – сума вибірок, функція Ψ має значення оберненої функції нормального розподілу.

Таблиця 5
Розподіл частот і рангів у вибірках прозових та поетичних текстів

Символ	x_8	y_6	x_5	y_5	y_7	x_3	x_6	y_2	x_7	y_1	y_3	x_2	x_1	x_4	y_4
Частота	87	87,25	87,7	89	90,8	94,25	96,75	97,75	99	100,75	100,75	100,75	101,25	101,25	116,25
Ранг	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15

За таблицею критичних значень критерія ван дер Вардена [Носенко 1981, 152–153] віднаходимо, що при $n = 15$ величина $X_{0,05;15}$ становить 3,24. Оскільки отриманий нами результат (1,34) менше критичного, то можна вважати, що розбіжності частот використання часових форм індикатива у прозових та поетичних текстах є несуттєвими.

За критерієм χ^2 перевіримо частотність використання часових форм індикатива у різножанрових прозових та поетичних вибірках різних часових зрізів. Скориставшись середніми показниками за століттями, вирахуємо величину коливання частот вживання часових форм індикатива на різних хронологічних зрізах.

Коефіцієнт варіації $v = 4,28 : 93,6 \times 100 \% = 4,6 \%$.

Таблиця 6
Розподіл середніх частот та коефіцієнт варіації у вибірках різних часових зрізів

Ст.	VIII	VII	VI	V	\bar{X}	χ^2	V
$+\bar{x}$	100,75	92,59	91,5	89,5	93,6	1,21	4,6

Отже, різниця частотності вживання граматичних часових форм індикатива у текстах різних часових зрізів розглядається як несуттєва, розбіжності мають характер звичайного статистичного варіювання однієї й тієї ж величини. Таким чином, на підставі статистичних підрахунків з урахуванням критеріїв перевірки статистичних гіпотез (коефіцієнт варіації, критерій Стюдента, χ^2 , сума рангів H , критерій X) було виявлено, що характер розподілу формально-граматичних часових форм індикатива має сталий характер, який не залежить від форми організації тексту, жанрових різновидів, періоду написання чи автора.

Така гомогенність формально-граматичного показника, проте, зовсім не свідчить про стабільність розподілу функціонально-семантичних різновидів часових форм індикатива в текстах різних періодів. У інших наших дослідженнях проведено аналіз використання вказаних різновидів у різножанрових текстах VIII – пер. пол. IV ст. до н. е.

Для визначення достовірності підрахунків встановимо відносну похибку. Відносна похибка при коефіцієнті надійності у 95 % з урахуванням коефіцієнту варіації вираховується за формулою [Головин 1981, 73]:

$$\delta = u_{a/2} : \sqrt{n \cdot v}.$$

У нашому випадку $u_{a/2}$ при 95 % надійності = 1,96; n – кількість вибірок у цілому, v – коефіцієнт варіації. У нашому випадку $n = 100$, $v = 4,6$ % (табл. 1.8). Таким чином: $\delta = 1,96 : \sqrt{100 \cdot 4,6} = 0,9$ %.

Отже, на підставі підрахунків з урахуванням критеріїв перевірки статистичних гіпотез нами встановлено, що розподіл формально-граматичних часових форм індикатива є статистично рівномірним у різножанрових прозових і поетичних текстах усіх досліджуваних хронологічних зрізів. Така однорідність частоти різночасових форм індикатива дає підстави вважати досліджувані тексти умовно рівноцінними. Це дозволяє твердити, що дані використання формально-граматичних та функціонально-семантичних різновидів індикатива у різножанрових текстах давньогрецької мови VIII – пер. пол. IV ст. до н. е. не залежать від жанрових, ідіостилістичних чи часових особливостей досліджуваних текстів.

Цілком закономірно, що функціонально-граматичні засоби вираження часових відношень у кожній мові можуть варіювати на кожному етапі розвитку залежно від об'єктивної її системної організації та ментальних особливостей її носіїв. Спостерігаючи за змінами функціонального навантаження часових форм як репрезентантів синкретичних часових планів, ми отримуємо можливість розкрити особливості ментально-чуттєвої перцепції часу, що лежать в основі його мовної референції, та встановити закономірності її змін упродовж досліджуваного історичного зрізу. При діяхронному дослідженні можна спостерегти динаміку змін типологічної залежності між складом форм різних часових планів, віднайти як релікти минулого мовного стану, так і зародки майбутнього стану системи.

В статье рассматриваются лингвостатистические методы исследования категории темпоральности в древнегреческом языке в процессе становления и развития лексико-грамматических средств референции времени с архаического до классического периодов.

Ключевые слова: категория темпоральности, лингвостатистика, коэффициент вариации, критерий суммы рангов H Крускала-Уоллиса, критерий χ^2 , критерий Стьюдента, критерий X Ван дер Вардена, относительная погрешность.

This article deals with lingvostatistic methods in research of category of temporality in the Greek language in the process of formation and development of lexical and grammatical means of time's reference from the archaic time to the classical period.

Key words: category of temporality, lingvostatistic, coefficient of variation, rank-sum H test Kruskal-Wallis, criterion χ^2 , criterion Student's, criterion X van der Vardun, the relative error.

Література:

1. Ван дер Варден Б. Л. Математическая статистика / Б. Л. Ван дер Варден. – М., 1971. – 286 с.
2. Головин Б. Н. Язык и статистика / Б. Н. Головин. – М. : Просвещение, 1971. – 192 с.
3. Звонська Л. Л. Генеза парадигми темпоральності в давньогрецькій мові / Л. Л. Звонська. – К. : Вид. центр КНЛУ, 2005.

4. Звонська Л. Л. Історія грецької мови / Л. Л. Звонська. – К. : ВПЦ "Київський університет", 2011. – 302 с.
5. Левицкий В. В. Квантитативные методы в лингвистике / В. В. Левицкий. – Черновцы : Рута, 2004. – 190 с.
6. Лосев А. Ф. Языковая структура / А. Ф. Лосев. – М. : Изд-во МГУ, 1983. – 375 с.
7. Молчанов В. И. Время и сознание. Критика феноменологической философии / В. И. Молчанов. – М. : Высшая школа, 1998. – 143 с.
8. Мосенкіс Ю. Л. Найдавніші пам'ятки грецької мови / Ю. Л. Мосенкіс. – К. : Дослідницький семінар "Мова та історія", 2000. – 28 с.
9. Нерознак В. П. Древнегреческий язык / В. П. Нерознак // БСЭ. Языковедение. – М. : Большая российская энциклопедия, 1998. – С. 118–119.
10. Носенко И. А. Начала статистики для лингвистов / И. А. Носенко. – М. : Высшая школа, 1981. – 160 с.
11. Осипов А. И. Пространство и время как категории мировоззрения и регуляторы практической деятельности / А. И. Осипов. – Минск : Наука и техника, 1989. – 219 с.
12. Перельмутер И. А. Залог древнегреческого глагола: теория, генезис, история / И. А. Перельмутер. – СПб. : Ноах, 1995. – 275 с.
13. Перельмутер И. А. Общендоевропейский и греческий глагол / И. А. Перельмутер. – Л. : Наука, ЛО, 1977. – 208 с.
14. Сенів М. Г. Функціонально-семантичний аналіз системи просторових і часових відношень (на матеріалі латинської мови) / М. Г. Сенів. – Донецьк : Донеччина, 1997. – 287 с.
15. Славятинская М. Н. Древнегреческий язык как функциональная система / Н. М. Славятинская // Живое наследие античности. – М. : Изд-во МГУ, 1987. – С. 5–24.
16. Славятинская М. Н. О становлении категории времени в греческом языке / Н. М. Славятинская // Вопросы классической филологии. – 1976. – № 6. – С. 115–145.
17. Тронский И. М. Общендоевропейское языковое состояние / И. М. Тронский. – М. ; Л. : Наука, 1967. – 104 с.
18. Written Voices, Spoken Signs: Tradition, Performance and the Epic Text / Bakker E. J., Kahane A. (eds.). – Cambridge : Mass. Reviewed by M. D. Usher, 1998. – 294 p.
19. Duhoux Y. Le Verbe grec ancien: elements de morphologie et de syntaxe historiques / Y. Duhoux. – Louvain-la-Neuve : Peeters, 1992. – 304 p.
20. Hammerl R., Sambor J. Statystyka dla językoznawców / R. Hammerl, J. Sambor. – Warszawa, 1990.
21. Friedrich P. On Aspect Theory and Homeric Aspect / P. Friedrich // International Journal of American Linguistics Memoir. – 1974. – № 28. – P. 1–44.
22. Rijksbaron A. Aristotle, Verb Meaning and Functional Grammar: Towards a New Typology of States of Affairs / A. Rijksbaron. – Amsterdam : J. C. Gieben, 1989. – 308 p.
23. Rijksbaron A. Syntax and Semantics of the Verb in Classical Greek: An Introduction / A. Rijksbaron. – Amsterdam : J. C. Gieben, 1994. – 304 p.
24. Sicking C. M. J., Stork P. Two Studies in the Semantics of the Verb in Classical Greek / C. M. J. Sicking, P. Stork. – Leiden : Brill, 1996. – Part I. Aspect choice: time reference or discourse function? – P. 1–118.
25. Steinthal H. Geschichte der Sprachwissenschaft bei den Griechen und Römer mit besonderer Rücksicht auf die Logik / H/ Steinthal. – Berlin : Verlagsbuchhandlung, 1962. – VII. – 712 s.