УДК 535.3+535.3

ИЗМЕРЕНИЕ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ОСЛАБЛЕНИЯ ПОЛИМЕРНЫХ СВЕТОВОДОВ

Б. Н. Клюшник, А. И. Малтабар, Н. И. Волошина и *В. Н. Петров*

Проведено исследование вида зависимости светопропускания полимерных световодов от их длины. Приводятся схема измерительной установки и типичные результаты. Для нахождения показателей ослабления предложена и обоснована обработка результатов по методу наименьших квадратов. С помощью распределения Стьюдента найдены доверительные интервалы для показателей ослабления. Типичные значения полученных уклонений не превышают 2%. В исследованной области длин подтверждена простая показательная зависимость переданного светового потока от длин волокон.

При исследовании основных оптических характеристик световодов в большинстве случаев имеется ряд случайных факторов, обусловливающих точность и надежность измерений. Например, при измерении показателей ослабления полимерных светопроводящих волокон фотометрированием на точность измерения оказывают влияние качество обработки торцевых поверхностей, флуктуации пропускания на случайных дефектах волокон, режим работы фотоприемника и стабильность источника излучения.

Анализ результатов многочисленных экспериментов дает простую показательную зависимость переданного светового потока Φ от длины образца L

$$\Phi = \Phi_0 k_т \cdot 10^{-\alpha_{10} L}, \qquad (1)$$

где Φ_0 — световой поток, падающий на входной торец, $k_т$ — коэффициент пропускания торцов волокна, α_{10} — десятичный показатель ослабления. Аналогичная зависимость получена для полимерных световодов и жгутов, например, в [1].

Однако нахождение α_{10} по двум значениям Φ_1 и Φ_2 светового потока при двух соответствующих значениях длины образца L_1 и L_2 в предположении идентичности коэффициентов $k_т$ в (1) по формуле

$$\alpha_{10} = \frac{1}{L_1 - L_2} \lg \frac{\Phi_2}{\Phi_1}$$

может быть весьма неточным. Относительная погрешность $\delta\alpha_{10}$ составляет на практике величину порядка 90% при значении $L_1 - L_2 \sim 300$ см. Поэтому количество значений длин образца, при которых регистрируется выходящий световой поток, должно быть увеличено и применяются статистические методы обработки результатов эксперимента. Как показывает опыт, для получения относительной погрешности $\delta\alpha_{10} \leqslant 2\%$, необходимой в ряде задач, следует брать около 20 точек.

Эксперимент

Схема экспериментальной установки, включающей гелий-неоновый лазер ($\lambda = 632.8$ нм) *1* в качестве источника, узел контроля стабильности излучения *2* и фотометрический шар *6*, представлена на рис. 1. Волокна

5 устанавливались в фокусе объектива *4* входным торцом «*а*» неподвижно. Выходной торец «*б*» вставлялся в отверстие фотометрического шара. Со стороны выходного торца образцы последовательно укорачивались

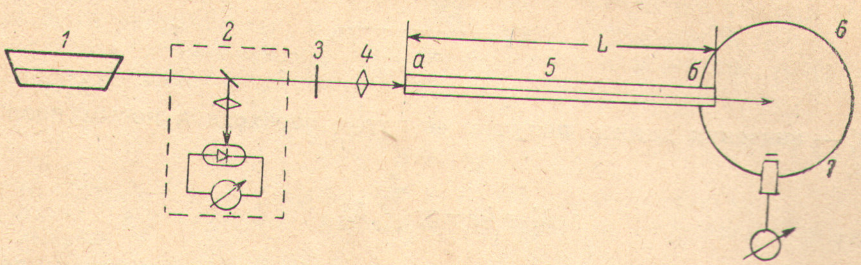

Рис. 1. Схема измерительной установки.

острым лезвием и при всех полученных таким образом значениях длины L_i регистрировался ток фотоумножителя *7*. При этом конфигурация волокна между торцами (изгибы, смещения) не оказывает заметного влияния на переданный сигнал.

Линейный режим работы фотоумножителя типа ФЭУ-17 обеспечивался использованием набора нейтральных светофильтров *3*. Нестабильность источника во время измерений не превышала 2%.

Исследовались многомодовые двуслойные цилиндрические волокна с диаметрами сердцевины 200—500 мкм. Показатель преломления полимерного материала сердцевины — 1.590 (для λ=589.3 нм), так что значение коэффициента $k_т$ в (1), рассчитанное для френелевских потерь на отражение при нормальном падении, составляет 0.89.

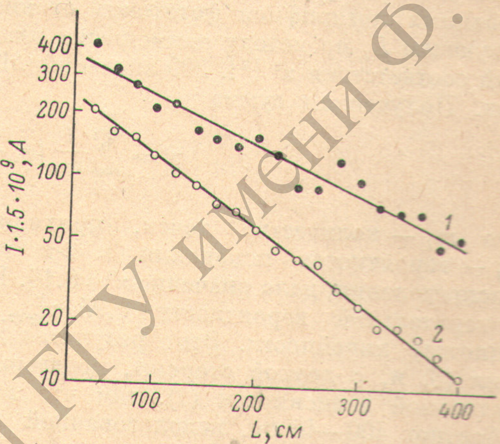

Рис. 2. Зависимость фототока, соответствующего переданному световому потоку, от длины волокна.

1 — $\hat{\alpha}_{10}=2.25\cdot10^{-3}$ см$^{-1}$, $(\hat{\alpha}_{10}-\alpha_{10})=1.20\cdot10^{-4}$ см$^{-1}$;
2 — $\hat{\alpha}_{10}=3.14\cdot10^{-3}$ см$^{-1}$, $(\hat{\alpha}_{10}-\alpha_{10})=5.91\cdot10^{-5}$ см$^{-1}$.

На рис. 2 в полулогарифмических координатах $\lg I - L$ представлена зависимость фототока от длины для двух образцов волокон с диаметрами сердцевины *1* — 500 и *2* — 300 мкм.

Обработка результатов и обсуждение

На основании (1) с учетом указанных выше случайных факторов, влияющих на результат измерений, можно предположить, что для математического ожидания M случайной величины $\lg I$ справедливо уравнение

$$M(\lg I) = -\alpha_{10}L + \lg k_т I_0, \tag{2}$$

где I_0 — фототок, соответствующий световому потоку на входном торце волокна. Выражение (2) означает, что случайная величина $\lg I$ в среднем зависит линейно от аргумента L.

Таким образом, задача нахождения десятичного показателя ослабления α_{10} по данным выборки при определенных значениях длины L_i сводится к отысканию коэффициента линейной регрессии.

Применение метода наименьших квадратов в случае принятия гипотезы линейности (2) дает выражение

$$\hat{\alpha}_{10} = \frac{\sum\limits_{i=1}^{n} L'_i \lg I_i}{\sum\limits_{i=1}^{n} L'^2_i}, \tag{3}$$

где L'_i — значения длины, полученные путем перехода к новым координатам,

$$L'_1 = L_i - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} L_i.$$

Использование метода наименьших квадратов по отношению к логарифмам фототоков вместо самих фототоков оправдано тем, что введение весов в виде множителя I_i^{-1} для каждого значения отклонения ΔI_i, необходимое из условия равноточности, приводит к тождеству $I_i^{-1}\Delta I_i = \Delta \lg I_i$.

Проверка гипотезы линейности (2) заключается в проверке нормального вида распределения с центром в нуле отклонений $\Delta \lg I_i$ зарегистрированных логарифмов фототоков от значений, найденных при соответствующем L_i по методу наименьших квадратов. Был использован критерий соответствия $\varkappa^2$ [2]. 200 значений $\Delta \lg I_i$ распределялись в 10 интервалов. Полученная сумма

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{10} \frac{1}{kp_i}(m_i - kp_i)^2,$$

где m_i — количество точек, приходящихся на i-й интервал, $k=200$, p_i — вероятность попадания в i-й интервал при нормальном законе распределения, дала значение $\varkappa^2 = 6.16$. Критическое значение при уровне доверительной вероятности 0.95 $\varkappa^2_{\text{крит.}} = 14.07$, что позволяет принять гипотезу линейности. Этот результат дает основания для использования (3) и, с другой стороны, подтверждает строгое выполнение показательной зависимости (1), так что по крайней мере в области длин образцов 400—40 см, использованной в данном эксперименте, светопропускание T может быть выражено

$$T = \frac{I}{I_0} = k_{\text{т}} 10^{-\hat{\alpha}_{10} L}.$$

Заметим, что десятичный показатель ослабления связан с ослаблением ε в децибелах на километр соотношением: $\varepsilon\,[\text{дб/км}] = 10^6 \alpha_{10}\,[\text{см}^{-1}]$.

Статистический анализ определения α_{10} можно считать завершенным, если вместе со значениями $\hat{\alpha}_{10}$ указывается точность и надежность результатов.

Так как средняя квадратическая ошибка при каждом измерении заранее неизвестна, для получения доверительных интервалов нахождения α_{10} по методу наименьших квадратов был использован метод Стьюдента [3, 4]. Из экспериментальных значений L'_i и $\Delta \lg I_i$ и искомого интервала уклонения $(\hat{\alpha}_{10} - \alpha_{10})$ найденного значения $\hat{\alpha}_{10}$ от неизвестного истинного α_{10} строится величина

$$t_{q,\,n-2} = (\hat{\alpha}_{10} - \alpha_{10}) \left[\frac{(n-2)\sum\limits_{i=1}^{n} L'^2_i}{\sum\limits_{i=1}^{n} (\Delta \lg I_i)^2} \right]^{1/2}, \tag{4}$$

которая, как можно показать, распределена по закону Стьюдента. В силу наличия двух линейных связей между переменными $\Delta \lg I_i$: $\sum\limits_{i=1}^{n} (\Delta \lg I_i) = 0$ и $\sum\limits_{i=1}^{n} L'_i (\Delta \lg I_i) = 0$ величина $t_{q,\,n-2}$ имеет $n-2$ степени свободы, где n — число экспериментальных точек.

По данным большого количества измерений, найденные в соответствии с (4) по уровню надежности $1-q=0.95$ доверительные интервалы $(\hat{\alpha}_{10}-\alpha_{10})$ не превосходят $6 \cdot 10^{-5}$ см$^{-1}$ при значениях показателей ослабления, лежащих в интервале $1.5-5.0 \cdot 10^{-3}$ см$^{-1}$. Для всех образцов исходная длина составляла 400 см, конечная — 40 см, так что при постоянном шаге укорачивания в 20 см количество точек $n=19$.

Авторы благодарны Л. В. Рачинскому за составление программы и выполнение вычислений на ЭВМ.

Литература

[1] R. G. Brown, B. N. Derick. Appl. Opt., 7, 1565, 1968.
[2] Л. З. Румшиский. Математическая обработка результатов эксперимента. «Наука», М., 1971.
[3] Н. В. Смирнов, И. В. Дунин-Барковский. Курс теории вероятностей и математической статистики для технических приложений. «Наука», М., 1965.
[4] Э. Брант. Статистические методы анализа наблюдений. «Мир», М., 1975.

Поступило в Редакцию 19 июня 1976 г.