ОБРАБОТКА РЕЗУЛЬТАТОВ ИЗМЕРЕНИЯ ДИСТОРСИИ ПРОЕКЦИОННЫХ ОБЪЕКТИВОВ

С. А. РОДИОНОВ, Н. Б. ВОЗНЕСЕНСКИЙ, Э. М. ШЕКОЛЬЯН

Рассматривается математический аппарат обработки измерений координат изображений тестовых марок, в результате которой устраняется влияние погрешностей измерительной системы и рассчитываются коэффициенты глобальной аппроксимации дисторсии по полиномам Цернике.

При производстве прецизионных ортоскопических проекционных объективов для фотолитографии [1] одной из основных проблем является устранение дисторсии. При аттестации или технологическом контроле в процессе юстировки таких объективов обычно измеряют при помощи двухкоординатных измерительных установок координаты x_i, y_i центров некоторых марок, нанесенных на тест-объект, а затем координаты x'_i, y'_i центров изображений этих марок, образованных исследуемым объективом.

После операции центрирования полученных массивов координат

$$x_{0i} = x_i - \sum_{i=1}^{N} x_i / N,$$

$$y_{0i} = y_i - \sum_{i=1}^{N} y_i / N,$$

$$x'_{0i} = x'_i - \sum_{i=1}^{N} x'_i / N,$$

$$y'_{0i} = y'_i - \sum_{i=1}^{N} y'_i / N$$

значения дисторсии определяются следующим образом:

$$\Delta x'_i = x'_{0i} - V_0 x_{0i},$$

$$\Delta y'_i = y'_{0i} - V_0 y_{0i},$$

где V_0 – номинальное значение линейного увеличения проекционного объектива.

Таким образом, можно получить два массива чисел, обозначаемых в дальнейшем $\mathbf{\Delta X}$ и $\mathbf{\Delta Y}$, которые включают в себя $\Delta x'_i$, $\Delta y'$ соответственно (составляющие дисторсии по выбранным при измерении двум ортогональным осям). Элементы массивов $\mathbf{\Delta X}$, $\mathbf{\Delta Y}$ суммируют в себе расчетную дисторсию, дисторсию, вызванную разными типами погрешностей изготовления и сборки деталей объектива, погрешностями установки объектива при контроле дисторсии, погрешности измерений. Это обстоятельство не позволяет эффективно использовать массивы $\mathbf{\Delta X}$, $\mathbf{\Delta Y}$ непосредственно для аттестации и юстировки объективов.

Применявшаяся до сих пор методика аттестации объективов на предмет дисторсии основывалась только на графическом отображении массивов $\mathbf{\Delta X}$ и

$\mathbf{\Delta Y}$ в виде искажений квадратной сетки. По такой картине эмпирически оценивалась возможность уменьшения дисторсии с помощью децентрировок и изменений воздушных промежутков для юстировочных компонентов по методу проб и ошибок. Задача осложнялась тем, что центрированная и нецентрированная дисторсии не были разделены. Существенно возросшие требования к производству объективов для фотолитографии диктуют необходимость получения более точной информации, пригодной для автоматизации процессов аттестации и юстировки.

Предлагаемая методика позволяет, во-первых, повысить точность и достоверность информации о дисторсии за счет разделения всех указанных ранее составляющих и специальной статистической обработки результатов измерений, во-вторых, связать результат аттестации с матрицей влияния юстировочных параметров на качество изображения, рассчитанной заранее по специальной программе.

Действительно, аттестацию на предмет дисторсии можно рассматривать с позиции оценки качества изображения. Несмотря на то, что аберрация дисторсии не влияет на качество передачи тонкой структуры предмета, для ортоскопических объективов типа фотолитографических она важна так же, как и любые другие аберрации. Поэтому целесообразно использовать универсальный критерий качества – среднеквадратическую волновую аберрацию [3, 4], в которую можно включить и вклад от дисторсии.

При разложении волновой аберрации по полиномам Цернике коэффициенты этого разложения, как известно [3], показывают непосредственный вклад аберрации каждого вида в указанный критерий, поэтому минимизация коэффициентов Цернике автоматически ведет к улучшению качества изображения. Для определения коэффициентов дисторсии по Цернике воспользуемся тем, что полученные после измерений составляющие дисторсии в массивах $\mathbf{\Delta X}$ и $\mathbf{\Delta Y}$ можно трактовать в качестве поперечных аберраций как частные производные волновой аберрации [4]:

$$\Delta\eta_x = -\frac{A'_x}{\lambda}\Delta x' = \frac{\partial W}{\partial \rho_x}, \quad \Delta\eta_y = -\frac{A'_y}{\lambda}\Delta y' = \frac{\partial W}{\partial \rho_y}, \tag{1}$$

где ρ_x, ρ_y – канонические (относительные) зрачковые координаты; λ – рабочая длина волны; A'_x, A'_y – обобщенные задние апертуры объектива; $\Delta\eta_x$, $\Delta\eta_y$ – значения поперечных составляющих дисторсии, выраженные в канонических координатах. Понятия канонических координат и обобщенных передних и задних апертур подробно рассмотрены в работах [1, 4]. Воспользуемся глобальным разложением волновой аберрации, включающим как центрированные, так и нецентрированные члены [5]:

$$\begin{aligned} W(\sigma, \rho, \varphi, \vartheta) = \sum_{l=0}^{L}\sum_{k=0}^{K} R_k^l\left(\sigma^2\right)\sigma^l \rho \Big\{ c_k^{\pm l} \cos\left[(\vartheta-\varphi) \pm l\vartheta\right] + \\ + s_k^{\pm l} \sin\left[(\vartheta-\varphi) \pm l\vartheta\right]\Big\}, \end{aligned} \tag{2}$$

где ρ, φ – полярные координаты на каноническом зрачке (радиус и азимутальный угол); σ, ϑ – относительные полярные полевые координаты, $R_k^l\left(\sigma^2\right)$ – радиальные полиномы Цернике от полевой координаты, $c_k^{\pm l}$, $s_k^{\pm l}$ – косинусные и синусные коэффициенты разложения. Отдельные члены разложения (2) описывают дисторсию различной природы. Так, коэффициенты с $l=0$ описывают сцентрированную дисторсию, причем коэффициент c_0^0 характеризует составляющую, определяемую отклонением линейного увеличения от заданного значения V_0, а коэффициент c_1^0 – дисторсию третьего порядка; c_0^{-1}, s_0^{-1}, s_0^0 описывают соответственно составляющие дисторсии, вызванные смещением начала координат, разворотом измерительной системы координат, и не должны приниматься во внимание при аттестации объектива. Коэффициенты с $l=1$ описывают аберрации, вызванные децентрировками оптических элементов объектива: c_1^{-1}, s_1^{-1} – так называемую параболическую дисторсию, а c_1^{+1}, s_1^{+1} – перспективное искажение изображения.

Для определения искомых коэффициентов c и s имеем измеренные составляющие дисторсии для различных точек предмета, т.е. в соответствии с (1) значения первых производных разложения (2), определенные на узлах с координатами σ_i, ϑ_i. Дифференцируя разложение (2) по ρ_x, ρ_y и приравнивая получившиеся выражения значениям $\Delta\eta_{xi}$, $\Delta\eta_{yi}$ в соответствующих узлах, получим следующую систему уравнений для определения коэффициентов:

$$\frac{\partial W_i}{\partial \gamma}=\sum_{l=0}^{L}\sum_{k=0}^{K}R_k^l\left(\sigma_i^2\right)\sigma_i^l\left[s_k^{\pm l}\cos\left(l\vartheta_i\right)\pm c_k^{\pm l}\sin\left(l\vartheta_i\right)\right]=\Delta\eta_{xi};$$

$$\frac{\partial W_i}{\partial \beta}=\sum_{l=0}^{L}\sum_{k=0}^{K}R_k^l\left(\sigma_i^2\right)\sigma_i^l\left[c_k^{\pm l}\cos\left(l\vartheta_i\right)\pm s_k^{\pm l}\sin\left(l\vartheta_i\right)\right]=\Delta\eta_{xi}.$$

Эта система уравнений может быть записана в матричном виде следующим образом:

$$\mathbf{A}\cdot\mathbf{Z}=\mathbf{B},$$

где $\mathbf{Z}=\begin{pmatrix}\mathbf{C}\\ \mathbf{S}\end{pmatrix}$ – вектор неизвестных коэффициентов, в свою очередь составленный из векторов $\mathbf{C}=\left\{c_k^{\pm l}\right\}$ и $\mathbf{S}=\left\{s_k^{\pm l}\right\}$ -коэффициентов, $\mathbf{B}=\begin{pmatrix}\Delta\eta_{xi}\\ \Delta\eta_{yi}\end{pmatrix}$ – вектор правых частей, составленный из значений поперечных составляющих дисторсии в узлах, выраженных в канонических координатах в соответствии с (1), $\mathbf{A}$ – так называемая структурная матрица, составленная из значений частных производных базисных функций (2) в узлах с координатами σ_i, ϑ_i.

Большая размерность матрицы $\mathbf{A}$ (количество строк равно удвоенному числу узлов, а число столбцов – количеству коэффициентов **C** и **S**) приводит к известным [2] сложностям при решении системы уравнений. Для уменьшения размерности заменим в системе (2) коэффициенты **C** и **S** на некоторые вспомогательные **D** и **T**. В результате получим систему уравнений:

$$\frac{\partial W_i}{\partial \gamma} = \sum\sum R_k^l\left(\sigma_i^2\right)\sigma_i^l\left[d_{k\gamma}^l \cos(l\vartheta_i) + t_{k\gamma}^l \sin(l\vartheta_i)\right],$$

$$\frac{\partial W_i}{\partial \beta} = \sum\sum R_k^l\left(\sigma_i^2\right)\sigma_i^l\left[d_{k\beta}^l \cos(l\vartheta_i) + t_{k\beta}^l \sin(l\vartheta_i)\right],$$

которая в матричном виде запишется следующим образом:

$$\widetilde{\mathbf{A}}\begin{pmatrix} \mathbf{D}_\gamma & \vdots & \mathbf{D}_\beta \\ \cdots & \vdots & \cdots \\ \mathbf{T}_\gamma & \vdots & \mathbf{T}_\beta \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \partial W & \vdots & \partial W \\ \cdots & \vdots & \cdots \\ \partial \gamma & \vdots & \partial \beta \end{pmatrix}. \qquad (3)$$

Матрица $\widetilde{\mathbf{A}}$ системы (3) имеет как по строкам, так и по столбцам вдвое меньшую размерность, чем $\mathbf{A}$, а это дает экономию в ресурсах ЭВМ при решении системы приблизительно в 2^3 раз.

Связь между церниковскими и вспомогательными коэффициентами устанавливается с помощью выражения:

$$c_k^{\pm l} = \frac{1}{2}\left(t_{k\gamma}^l \pm d_{k\beta}^l\right), \quad s_k^{\pm l} = \frac{1}{2}\left(\pm t_{k\beta}^l - d_{k\beta}^l\right). \qquad (4)$$

Исследования показали, что наиболее рациональным методом решения системы уравнений является метод наименьших квадратов, основанный на ортогонализации Грама-Шмидта [2]. При этом матрица $\widetilde{\mathbf{A}}$ представляется в виде сомножителей:

$$\widetilde{\mathbf{A}} = \mathbf{U} \cdot \mathbf{D}^{-1}\mathbf{R},$$

где $\mathbf{D}$ – диагональная матрица, содержащая нормы ортогональных столбцов матрицы $\mathbf{U}$; $\mathbf{R}$ – верхняя треугольная матрица.

При хорошей устойчивости процесс ортогонализации позволяет контролировать обусловленность матрицы $\widetilde{\mathbf{A}}$, связывающей, как известно, относительную норму погрешностей исходных данных $\Delta\eta_{x,y}$ с относительной нормой погрешностей исходных коэффициентов. Можно показать, что число обусловленности близко к отношению норм максимального и минимального столбцов матрицы $\mathbf{U}$, т. е. элементов матрицы $\mathbf{D}$. Обусловленность зависит как от числа и набора членов в разложении (2), так и от расположения узлов по полю. Таким образом, оптимальное планирование эксперимента по исследованию дисторсии должно включать и минимизацию числа обусловленности матрицы $\widetilde{\mathbf{A}}$ путем улучшения расположения узлов на тест-объекте.

Значительные трудности при аппроксимации эмпирических функций связаны с учетом и исправлением грубых ошибок измерений. Для этого предлагается при решении уравнения (3) проанализировать вектор невязок аппроксимации:

$$\mathbf{S}_{x,y} = \mathbf{W}_{\gamma,\beta} - \widetilde{\mathbf{A}}\begin{pmatrix}\mathbf{D}_{\gamma,\beta}\\ \cdots\cdots \\ \mathbf{T}_{\gamma,\beta}\end{pmatrix}.$$

Если для некоторой точки величина невязки $\sqrt{s_{xi}^2 + s_{yi}^2}$ больше трех среднеквадратических отклонений, то измерение в этой точке может быть признано ошибочным, а следовательно, необходима повторная аппроксимация по измерениям, освобожденным от ошибок. Этого можно достичь либо отбрасыванием ошибочных измерений, либо их заменой на исправленные. Простое отбрасывание приводит к изменению, а следовательно, к повторной ортогонализации матрицы $\widetilde{\mathbf{A}}$, что неэкономично и вызывает резкое ухудшение обусловленности. Исправление может быть осуществлено двумя способами. Во-первых, в качестве правильного можно принять такое значение $\Delta\eta_{xi}$, $\Delta\eta_{yi}$, при котором невязка будет равна нулю. Во-вторых, значение дисторсии можно восстановить на основе линейной аппроксимации по соседним с ошибочной точкам. Первая методика требует многократного повторения решения системы уравнений (3), к тому же окончательное решение неустойчиво. Вторая методика характеризуется большей устойчивостью и требует только одного повторного решения системы уравнений (3), однако, дает результат с меньшей точностью. Численные эксперименты показали, что наиболее эффективны методики исправления измерений, основанные на комбинации обоих методов.

При аппроксимации возможна угроза переаппроксимации (появление коэффициентов высшего порядка, связанных со случайными ошибками измерений) и недоаппроксимации (недостаточное для полной аппроксимации число коэффициентов, превышение среднеквадратической невязки аппроксимации над реальной погрешностью измерений). Во избежание этого решение (3) осуществляется в два этапа. На первом этапе происходит обработка промежуточного ортогонального решения

$$\mathbf{Z}_{\gamma,\beta} = \mathbf{U}^{\mathrm{T}}\mathbf{W}_{\gamma,\beta}$$

по критерию Фишера [6], начиная со старших членов:

$$\frac{N-m-1}{N-m} < \frac{\|S_{m-1}\|}{\|S_m\|} < \frac{N-m-1}{N-m} + \frac{1}{N-m}F_\alpha(1,\, N-m-1)$$

или

$$0 < \frac{\|S_{m-1}\|}{\|S_m\|}(N-m) - (N-m-1) < F_\alpha(1,\, N-m-1),$$

где $\|S_{m-1}\|$ – квадратическая норма невязки аппроксимации без учета проверяемого на значимость коэффициента, $\|S_m\|$ – общая невязка, F_α – квантиль распределения Фишера-Снедекора со степенями свободы. Невыполнение правого неравенства характеризуется избыточностью i-го коэффициента для аппроксимации, который можно отбросить, так как его появление связано с малыми ошибками измерений; невыполнение левого – означает недостаточный базис полиномов, заложенный в матрице $\widetilde{\mathbf{A}}$. Если взять заведомо избыточный базис матрицы $\widetilde{\mathbf{A}}$, то процедура коррекции вектора будет заключаться в приравнивании к нулю избыточных коэффициентов. Исправленный вектор $\mathbf{Z}^*_{\gamma,\beta}$ промежуточного ортогонального решения служит для получения окончательного решения в процессе второго этапа:

$$\begin{pmatrix} D_\gamma & \vdots & D_\beta \\ \cdots\cdots & \vdots & \cdots\cdots \\ T_\gamma & \vdots & T_\beta \end{pmatrix} = \mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z}^*_{\gamma,\beta}.$$

Одна из важнейших задач аппроксимации данных – оценка доверительных интервалов для полученных коэффициентов, которую можно найти путем вычисления ковариационной матрицы:

$$\mathbf{K} = \frac{\|S_m\|}{N-m}\mathbf{R}^{-1}\mathbf{D}\cdot\mathbf{R}^{-T},$$

где N, m – размерности матрицы $\widetilde{\mathbf{A}}$. Ковариационная матрица является симметрической, причем на главной диагонали содержатся оценки дисперсий решений (коэффициентов), а вне ее – оценки ковариаций. В качестве доверительного интервала i-го вспомогательного коэффициента может быть предложен следующий:

$$\Delta_i = 2\sqrt{K_{ii}}.$$

Доверительный интервал для окончательных коэффициентов (4) можно получить вычислением корня квадратного из суммы квадратов доверительных интервалов слагаемых.

Изложенный математический аппарат обработки измерений дисторсии реализован в виде программного комплекса WOSH на ЕС ЭВМ на языке ФОРТРАН. Предусмотрена обработка до 150 пар координат марок на тест-объекте и получение до 98 коэффициентов глобального разложения волновой аберрации, вызванной дисторсией.

Важное преимущество такого подхода к анализу дисторсии заключается в возможности использования матрицы влияния котировочных параметров на коэффициенты дисторсии для эффективной автоматизированной юстировки с целью уменьшения среднеквадратической волновой аберрации, т.е. выполнения оптимальной юстировки.

Успешное апробирование программного комплекса в производственных условиях было произведено при аттестации и юстировке объективов типа «Бинар» [1, 7]. При этом удалось не только сократить втрое время доводки объективов, но и снизить остаточную дисторсию в 2–3 раза по сравнению с аналогичными параметрами, полученными по ранее применявшейся методике.

ЛИТЕРАТУРА

1. Вычислительная оптика: Справ./Под общ. ред. М. М. Русинова. – Л.: Машиностроение, 1984.
2. Лоусон Ч., Хенсон Р. Численное решение задач методом наименьших кзадратов/Пер. с англ. Х. Д. Ихрамова. – М.: Наука, 1986.
3. Tatian B. Aberration balancing in rotationally symmetric lenses// JOSA. –1974.– Vol. 64.– P. 1083.
4. Родионов С. А. Автоматизация проектирования оптических систем.– Л.: Машиностроение, 1982.
5. Вознесенский Н. Б. Ортогональные полиномы для описания аберраций оптических систем с различными видами симметрии//Изв. вузов СССР. Приборостроение. – 1982.– Т. 25, № 5, –С. 92–94.
6. Королюк В. С. Справочник по теории вероятности и математической статистике. – М.: Наука, 1985.
7. Определение коэффициентов глобального разложения волновой аберрации по данным измерения дисторсии прецизионных объективов/ Н. Б. Вознесенский, С. А. Родионов, Г. И. Тихончук и др.//Тез. докл.. Всесоюз. семинара «Автоматизация проектирования оптических систем», ГОИ, –Л., 1988.