集まれ 放射光計測と情報科学・統計数理の融合 ~計測限界突破と新しい知の獲得への道~

データ駆動型全散乱法の開発と応用

加藤健一

特

理化学研究所放射光科学研究センター 〒679-5148 兵庫県佐用郡佐用町光都 1-1-1

X線のブラッグ回折と散漫散乱を対等に計測・解析することをめざし、データ計測と統計数理、データ解析と情報 科学を融合したデータ駆動型全散乱法を開発し応用した。双方の根底にあるのはベイズ統計の枠組みである。この 枠組みでは、事前確率分布として最も不確実性が高い一様分布を仮定し、データ主導で事後分布を推定する。デー タ計測では、X線検出器の感度を一様と仮定し、実際に検出された強度データにより真の感度を推定することで感 度ムラの補正を行った。データ解析では、一様な原子分布をもとに逆空間で得られた全散乱データに誤差範囲で一 致するように推定を繰り返すことで、データの不完全性の取り扱いを可能にした。

1. はじめに

本稿では,筆者が中心となりここ5年近くにわたって 開発に取り組んできたデータ駆動型全散乱法を取り上げ る。従来の全散乱法の限界を突破し新たな知を獲得するた め,統計数理の観点から計測法にアプローチし,解析法に は情報科学からアプローチした。両者をまとめてデータ駆 動型全散乱法と呼んでいるが,ここでは計測法(第2章) と解析法(第3章)にわけて述べる。今回の限界突破で 見えてきた「さらなる限界」を超える最近の取り組み(第 4章)にも言及する。

2. 全散乱計測と統計数理

2.1 全散乱法とは

最初に全散乱法の定義を共有する。T. Egami & S. J. L. Billinge¹⁾によると, "an alternative approach which treats both the Bragg and the diffuse scattering on an equal basis, the so-called total-scattering technique"とされている。す なわち,全散乱法はブラッグ回折と散漫散乱を「対等に扱 う」手法と定義されているが,どの段階で対等に扱うかに よって解釈は異なる。「データ解析の段階で」対等に扱う 場合と「データ計測の段階で」対等に扱う場合の二通りが 考えられる。これまではもっぱら前者の意味において原子 二体分布関数 (PDF) 法とほぼ同義で使われてきたが, 本研究では一貫して後者の意味でとらえている²⁾。なぜな ら,「対等に解析する」には「対等に計測する」ことが前 提であるからである。

それでは、ブラッグ回折と散漫散乱を「対等に計測する」 とはどういうことだろうか。既存の粉末回折ビームライ ン³⁾と PDF ビームライン⁴⁾を参考にするとわかりやすい。 それぞれブラッグ回折と散漫散乱の計測に重きを置いて設 計されているため、両方の特長を兼ね備えればよい。要 は、強度も線幅も全く異なる干渉性散乱を同時に計測でき るように、逆空間の広い範囲を高い分解能でカバーするだ けでなく、高いダイナミックレンジも備えた光学・計測系 が必要である。具体的には、散乱ベクトルの大きさ(Q= $4\pi \sin \theta/\lambda$, θ :散乱角の半分、 λ :入射X線波長)のレン ジ~30 Å⁻¹, Qのステップ10⁻³Å⁻¹, ダイナミックレン ジ10⁵~10⁶ を目安にしている²⁾。

2.2 全散乱計測における課題

全散乱計測に求められる Qのレンジとステップは一般 にトレードオフの関係にあるが,ハードウェアや実験条件 を最適化すれば両立は不可能ではない。事実,SPring-8 の BL44B2⁵⁾には,両立を可能にした全散乱計測システム (OHGI)²⁾が設置されている(Fig. 1)。OHGI は15台のマイ クロストリップ検出器(DECTRIS 社製 MYTHEN⁶⁾)か ら構成されており,後方散乱も一度にカバーできるように 湾曲状にすき間なく並べられている。これを30 keV(約 0.41 Å)前後の X 線と組み合わせて使うことで,相反す る広い Qレンジ(~30 Å⁻¹)と細かい Qステップ(10⁻³ Å⁻¹)を同時に満たしている。

一方,ダイナミックレンジの要件を満たすことは、マイ クロストリップ検出器のような多チャネル型検出器の場 合,容易ではない。X線検出器のダイナミックレンジは 得られるデータがポアソン分布に従うことを前提にしてい るが,X線に対する感度の不均一性(感度ムラ)が原因 でポアソン分布から逸脱することが知られている²⁾。それ を実際に示しているのが Fig. 2(a)である。OHGIで観測さ れた強度データ(Fig. 2(b))から見積もった標準偏差の平 均強度に対する比,つまり相対的な統計誤差を強度の関数 としてプロットしたものである。なお、一般的な感度ムラ 補正法であるフラットフィールド法⁷¹を適用しても結果に 変わりはなかった。10³ カウントを超えたあたりからポア ソン分布で期待されるカーブとの差が顕著になり、10⁵カ ウント以上ではプラトーに達し1%前後にとどまっている。 1%は10⁴ カウントの相対誤差に相当することから,感度 ムラによってダイナミックレンジが10⁴に制限されている と解釈できる。目標とする*Q*レンジと*Q*ステップを両立



Fig. 1 (Color online) The total scattering measurement system "OHGI" installed on the powder diffractometer at BL44B2 of SPring-8.



Fig. 2 (a) "Apparent" relative statistical errors for OHGI as a function of X-ray intensity. The curve based on the Poisson distribution is also shown for reference. (b) Intensity data collected with OHGI and ideal data based on the Poisson distribution.

できても、同時に10⁵~10⁶のダイナミックレンジを達成 することは容易ではないことがわかる。

2.3 検出器の「ローカル」な感度ムラを補正する ReLiEf 法

系統誤差の一種である感度ムラが統計誤差に影響を及ぼ すことが奇妙なことに思われるかもしれないので,感度ム ラを2種類にわけて説明を補足する。一つは,検出器の モジュール間やモジュール終端等で見られる感度の不均一 性であり,一目で系統的とわかる「グローバル」な感度ム ラである。もう一つは,モジュール内のチャネル間で見ら れる感度の不均一性であり,一見しただけでは統計誤差と 見分けがつかない「ローカル」な感度ムラである。前者に 関してはフラットフィールド法である程度補正できるが, 後者に対しては2.2で述べたとおり十分機能しないことが わかっている。ここで紹介する ReLiEf 法⁸⁾は,ダイナミ ックレンジを実質的に制限している「ローカル」な感度ム ラに対するアプローチである。

Fig. 3に ReLiEf 法の原理を模式的に示す。まず,ある 散乱体(原理的には種類を問わない)に一定時間 X 線を 照射し,散乱された X 線を補正対象の検出器で測定す る。次に,検出器をその長さの半分に相当する量だけ右方 向にシフトさせてから同様に測定する。検出器の右半分 (1回目)と左半分(2回目)で検出された同一散乱角 20 における強度は,統計誤差の範囲で一致することが期待さ れる。しかし,誤差範囲を超える「ローカル」な感度ムラ が存在すると,各散乱角で両者に有意な差が観測される。 ReLiEf 法ではこの差を利用する。具体的には,2つの異



Fig. 3 (Color online) Schematic measurement procedures for correcting a detector for "local" X-ray response non-uniformity.

なるチャネル $(j, j + \delta j)$ で検出された同一散乱角 2 θ の強 度 $(y_{2\theta}(j), y_{2\theta}(j + \delta_j))$ の平均をとる。通常, 異チャネル の感度には相関がないため, 平均値がその散乱角における 真の散乱強度に対する最良推定値に相当する。この推定値 の $y_{2\theta}(j)$ に対する比がチャネル j の補正係数 c(j) として求 まる。

$$c(j) = \frac{y_{2\theta}(j) + y_{2\theta}(j + \delta j)}{2} \times \frac{1}{y_{2\theta}(j)}$$
(1)

すなわち ReLiEf 法は、「ローカル」な感度ムラのランダ ム性を利用して基準となる散乱強度を各散乱角において推 定し、それをもとに補正するという統計数理からのアプ ローチ²⁾である。

2.4 ReLiEf 法の効率化手法

原理を説明するため Fig. 3 では 2 回の測定(2 回の平均) を想定したが, ReLiEf 法では基準強度の推定精度が補正 の成否に直結するため,実際には多数回測定(多数回平均) し推定精度を高める必要がある。ただ,測定回数の増加に 比例して要する時間も増えていくため,効率化が応用の鍵 となる。また,「ローカル」な感度ムラは入射 X 線エネル ギーや検出閾値エネルギー,さらには環境温度や検出器の 経年変化にも敏感である²⁾ため,一連の実験前後に補正の ためのデータを取得することが望ましいことからも効率化 は避けられない。

ここでは8チャネルからなる一次元のモデル検出器を 想定し,ReLiEf法の効率化手法を紹介する。このモデル 検出器を1チャネルずつシフトさせてFig.3と同様な手順 で計8回の測定を行ったとする。Fig.4は,8回の測定で 得られたデータを平面上に配列したものである。まず,同 一散乱角(同一列)のデータを使って,それぞれの列(両 端の列以外)で相加平均により基準強度を推定する。その



Fig. 4 (Color online) A two-dimensional array of correction data taken with an eight-channel model detector.

推定強度をもとに,各チャネルの補正係数を Eq.(1)に従って算出する。2回測定の場合と異なり,各チャネルの補 正係数が複数(7~8)個得られる。次に,これらの複数 の係数間において,相加平均に用いたデータ数を重みとし た平均をとることによって各チャネルの最終的な補正係数 が求まる。要するに,各列内のデータ間で相加平均をとり 補正係数に変換した後,列間の補正係数で加重平均をと る。各チャネルの補正係数を求めるのに最終的には35~ 48個のデータが使われており,利用できない列は単一 データしかない両端のみである。暗黙のうちに仮定した一 様な感度を初期分布として,データだけを頼りに高効率で 真の感度を推定するデータ駆動型アプローチ⁸⁾である。

2.5 データ駆動型 ReLiEf 法の OHGI への適用

次に, 効率化した ReLiEf 法を実在の検出器である OHGI に適用した例を示す。OHGI を構成している15台の MYTHEN モジュールには各1,280チャネルある。SiO₂ ガ ラスを散乱体として, OHGI 全体を10チャネルに相当す る角度の0.1[°]だけシフトしてから測定するというサイクル を128回繰り返した。トータルのシフト量は,1モジュー ルに相当する1280チャネルで角度にすると12.8°である。 補正係数の計算は,モデル検出器の1チャネルに10チャ ネルが含まれているものとして行った。Fig.5に1回あた りの時間を1秒,2秒,3秒,15秒に設定し,それぞれ



Fig. 5 Intensity data collected with OHGI before and after applying ReLiEf. Total correction times range from 2 min to 32 min.



Fig. 6 "Apparent" relative statistical errors for OHGI as a function of X-ray intensity before and after applying the ReLiEf correction (32 min in total). The curve based on the Poisson distribution is also shown for comparison.

トータルで約2分(=1秒×128回),約4分(=2秒× 128回),約6分(=3秒×128回),32分(=15秒×128回) 要した場合の補正結果を示す。補正時間の増加とともに感 度ムラによるばらつきが減っており、1回あたり15秒の計 32分で目標値(相対統計誤差0.1~0.3%)に達することが わかった。15秒で計数される一点あたりのカウントはせ いぜい103程度であるが、一つのチャネルの補正係数を求 めるのに最終的に使われたデータ点数は1万前後に及ぶ ため、107カウント近くのデータが各チャネルの補正に費 やされたことになる。なお、要する時間はシステムを構成 するモジュールの数によらず、モジュールが何台あっても 32分で済む。散乱光はあらゆる方向に同時発生している ため,1モジュール分シフトさせるだけでそれぞれのモジ ュールの「ローカル」な感度ムラを補正するためのデータ が得られるからである。なお、このアプローチは、モジ ュール終端等で見られるモジュール内の「グローバル」な 感度ムラにも有効であることを付け加えておく。

Fig. 6に補正後の相対誤差の強度依存性を示す。補正前 と異なり、 10^5 カウント近くまでポアソン分布に従ってい ることがわかる。最終的に相対誤差は $10^5 \sim 10^6$ カウント に相当する0.2%に到達していることから、全散乱計測に 必要とされる 3 要素 ($Q \cup \cup \because \sim 30$ Å⁻¹、Qステップ 10^{-3} Å⁻¹、ダイナミックレンジ $10^5 \sim 10^6$)全てを同時に満 たすことができるようになった。

2.6 補正効果と応用例

ReLiEf 法による補正効果を実際の試料で確認するため,結晶のSi粉末(NIST,SRM 640d)と,非晶質のSiO2ガラス(直径0.5 mmのロッド)を測定した。補正用データは,それぞれの試料測定前に2.5で述べた手順に従って測定した。Fig.7とFig.8にそれぞれ補正前と補正時間依存性のデータを示す。補正前はSiの高次のブラッグ反射は「ローカル」な感度ムラに埋もれてほとんど見えないが,補正時間の増加とともに浮き彫りになっていくこと



Fig. 7 Scattering intensity data of Si collected with OHGI before and after applying ReLiEf. Total correction times range from 2 min to 32 min.



Fig. 8 Q[S(Q) - 1] of SiO₂ obtained with OHGI before and after applying ReLiEf. Total correction times range from 2 min to 32 min.



 Fig. 9 (Color online) Valence electron densities of urea obtained by the OHGI×ReLiEf method (left), a conventional powder method (center), and a single-crystal method (right)⁹⁾. Upper and lower densities are the static deformation density and the residual density, respectively. Blue and red lines indicate positive and negative values, respectively.

がわかる。ReLiEf の名は、このような「浮き彫り(レリーフ)」になる様子に由来する。SiO₂のデータは、全散乱構造因子 S(Q)をもとにした関数 Q[S(Q)-1]として示している。強度が相対的に弱く線幅が広い Qの大きい領域の補正効果が強調されているが、Qの小さい領域も含めた全領域にわたって計数カウントに見合った統計精度が得られるようになった。

ここで、OHGI×ReLiEfによって初めて得られた成果 を2つ紹介する。これまでマイクロストリップ検出器で は難しいとされてきた粉末試料の価電子密度解析ができる 見込みがたち(Fig. 9)^{9,10)},現在,粉末材料の系統的な解 析が進められている。それに加えて,これまで独立に行わ れてきた逆空間解析(Rietveld解析)と実空間解析 (PDF解析)を組み合わせたDual空間構造解析が単一デー タセットからできるようになり,長距離秩序と短距離秩序 を同じ土俵で議論できるようになった^{10,11)}。これらの成果 の根拠となるデータの質について,"Nothing trumps good data"(いいデータに勝るものなし)¹²⁾と評され,ReLiEf 法の適用を前提とした装置の導入が海外の放射光施設¹³⁾ でも始まっている。

3. 全散乱解析と情報科学

3.1 全散乱データ解析とは

ここでいうデータ解析は全散乱データから PDF を導出 することをさす。PDF はもっぱら原子配列に規則性が乏 しい非晶質の構造解析ツールとして発展してきた¹⁴⁾が, 近年,結晶内の規則的配列からの乱れを解析するツールと しても使われている¹⁾。PDF 法が全散乱法と似たような 文脈で使われていることは2.1で述べたとおりであるが, ブラッグ回折と散漫散乱の同時計測を前提とする全散乱法 を用いれば、PDFを通じて秩序変数が異なる構造をシームレスに解析できると見込まれる²⁾。

3.2 PDF 導出における課題

PDFは通常,全散乱強度データに各種補正や規格化を して得られる全散乱構造因子 *S*(*Q*)のフーリエ変換によっ て求まる¹⁵⁾。

$$\frac{2}{\pi} \int_0^\infty Q[S(Q) - 1] \sin (Qr) dQ = 4\pi r \rho(r) \qquad (2)$$

ここで $\rho(r)$ は原子数密度である。これは逆問題の一種で あり,厳密にはS(Q)が完全な状態で得られない限り真の PDF は求められない。完全な状態とは,Eq.(2)にある通 り $0 < Q < \infty$ で誤差のないS(Q)のことであるが,もちろ ん放射光を使っても実際には得られない。別の見方をする と,逆空間から実空間へのフーリエ変換(ここでは直接ア プローチと呼ぶ)は、計測データが常に不完全であること を考慮しているとは言いがたい。その結果として, $Q \vee \gamma$ ジの不完全性による打ち切り誤差が PDF のピーク周辺に リップルとして現われる。それに加えて,S(Q)を得る際 の補正・規格化の不完全性による系統誤差も相関距離が短 い領域でのリップル発生の要因となっている。これらのノ イズは、PDF を解析する際の大きな障壁となっている¹⁾。

PDF のノイズ源である打ち切り誤差や系統誤差を低減 させるために,窓関数 W(Q)を利用し $0 < Q < \infty$ で測定し たかのようにS(Q)に修正を加えてからフーリエ変換する アプローチ (ここでは修正アプローチと呼ぶ)¹⁶⁾が一般に とられている。

$$\frac{2}{\pi} \int_0^\infty W(Q) \{ Q[S(Q) - 1] \} \sin(Qr) dQ = 4\pi r \rho(r) \qquad (3)$$

確かに打ち切り誤差によるリップルを低減させる効果はあ るが、同時に本来のピークの幅も広がり格子振動が実際よ り大きく見積もられることが知られている¹⁾。この修正ア プローチでは、データに含まれる情報を過小評価している との見方もできる。それとは対照的に、実空間から逆空間 へのフーリエ変換をベースにしたアプローチ(ここでは逆 アプローチと呼ぶ)^{17,18)}がある。

$$\int 4\pi r \rho(r) \sin(Qr) dr = Q[S(Q) - 1]$$
(4)

初期値として何らかの PDF を与え,観測に基づく S(Q) に一致するような解を求める方法であり,データの不完全 性を考慮することが可能である。しかしこれまでは,もっ ともらしい PDF に収束するように多くの制約条件が与え られてきたせいか,収束解にかかるバイアスの問題が指摘 されてきた¹⁾。修正アプローチとは逆に,制約によって データに含まれる情報を過大評価しやすいと言える。

本研究では、データの不確かさを考慮可能な逆アプロー チをベースに、バイアスを必要最小限におさえることで上 述の過小評価や過大評価を防ぎ、データに含まれる情報を 最大限活かすことを目的とした。

3.3 情報理論に基づく PDF への逆アプローチ

逆アプローチでは、与える制約条件および事前知識が結 果を大きく左右する。本研究では換算カイ二乗¹⁹⁾を制約 関数として次式で与えた。

$$\frac{1}{N}\sum_{Q}\frac{|F_{\rm inv}(Q) - F_{\rm obs}(Q)|^2}{\sigma_F^2(Q)}$$
(5)

ここで*N*は*Q*におけるデータ点数, F(Q) = Q[S(Q) - 1], $F_{obs}(Q)$ は観測に基づくF(Q), $F_{inv}(Q)$ は推定に基づく F(Q)である。この関数の値は $1.0 \sim 1.7$ になることが期待 される²⁰⁾。 $F_{obs}(Q)$ の標準偏差 $\sigma_{\rm F}(Q)$ には、用いる検出器 の強度データから実測した標準偏差を採用した。この実測 値には「ローカル」な感度ムラも含まれているため,いわ ゆる「みかけ」の統計誤差である。Fig. 6に示したように, ReLiEf 法による補正後でも10⁵ カウント以上ではポアソ ン分布からの逸脱が無視できない。単にポアソン分布のみ に頼って統計誤差を評価すると、データの過大評価につな がりかねない。事前知識に関しては、平均原子数密度 p0 を初期分布に与えた。これは原子の分布に一切偏りがない 一様分布に相当する。ρ₀ が未知の場合は, 直接アプロー チで得られる PDF (正確には換算 PDF G(r))のベースラ インの傾きから概算できる。以上の制約条件と事前知識 は、バイアスを必要最小限にするというコンセプトにかな うものであると考える。

一方,「みかけ」の統計誤差という唯一与えた制約を満 たす解(PDF)は無数にあり,一意的に定まらない。そ のこと自体はデータが不完全であることの表れであるが, この中からどのように解を選び取るかという問題がある。 ここでも本研究のコンセプトに基づき,目的関数として情 報の不確かさの指標である Shannon の情報エントロピー S²¹⁾を導入し,それを Eq.(5)の制約下で最大化するアルゴ リズム²²⁾を採用した。

$$S = -\sum_{r} \rho(r) \ln \frac{\rho(r)}{\tau(r)}$$
(6)

$$4\pi r\rho(r) = \exp\left[\ln 4\pi r\tau(r) + \lambda \sum_{Q} \frac{F_{\text{obs}}(Q) - F_{\text{inv}}(Q)}{\sigma_{F}^{2}(Q)} \sin Qr\right]$$
(7)

ここで、 $\tau(r)$ は事前に予測される $\rho(r)$ 、 λ はラグランジュの未定乗数である。わかりやすく言えば、 $F_{obs}(Q)$ に対

して「みかけ」の統計誤差の範囲内で $\rho(r)$ ができるだけ 分散するような値を推定する。ただし、Eq.(7)の $F_{inv}(Q)$ には $\rho(r)$ が含まれるため解析的に解くことができない。 そのため、Eq.(4)で求めたQ[S(Q) - 1]をEq.(7)の $F_{inv}(Q)$ に代入し $\rho(r)$ を求め、それをまたEq.(4)の $\rho(r)$ に代入するというサイクルを繰り返し逐次的に解を求めた。

3.4 情報アプローチの OHGI×ReLiEf データへの適用

OHGI で得られた Si 粉末と SiO₂ ガラスの全散乱データ を用いて,情報理論を用いた PDF への逆アプローチを検 証した。それぞれのデータを ReLiEf 法で補正し F(Q)に 変換²³⁾すると同時に,実測した「みかけ」の統計誤差を 伝播させた。3.3で述べた方法論に従って,それぞれ既知 の ρ_0 を初期分布として高速フーリエ変換を GPU上で繰 り返し実行し,逐次的に解を求めた。その過程を Fig. 10に 示す。実空間関数 $G(r) = 4\pi r [\rho(r) - \rho_0]$ と逆空間関数 F(Q) = Q[S(Q) - 1] はともに一様分布から始まり,反復 回数の増加とともにピークの数が増え強度が高まっていく 様子がわかる。Eq.(5)の値が期待値の範囲内に到達する までに要した反復計算回数は,Si で 5×10⁷回,SiO₂で9 ×10⁶回であった。比較のために,同一の $F_{obs}(Q)$ をもと に直接アプローチと Lorch 関数を使った修正アプローチ でそれぞれ G(r)を求めた。

Fig. 11に3つのアプローチ(直接アプローチ,修正アプ ローチ,逆アプローチ)で得られたSiとSiO₂のG(r)を 示す。Siの直接アプローチでは,補正・規格化の際の系



Fig. 10 The evolution of the constraint function, reduced χ^2 , a real-space function G(r), and a reciprocal-space function F(Q) for Si and SiO₂. Reduced χ^2 for (a) Si and (b) SiO₂. G(r) for (c) Si and (e) SiO₂. F(Q) for (d) Si and (f) SiO₂.



Fig. 11 Real-space functions G(r) for Si and SiO₂ obtained through the three approaches, the direct approach (Dir.), the modification approach using a window function (Mod.), and the inverse approach based on information theory (Inv.). G(r) based on Dir. for (a) Si and (b) SiO₂. G(r)based on Mod. for (c) Si and (d) SiO₂. G(r) based on Inv. for (e) Si and (f) SiO₂.



Fig. 12 (Color online) Reciprocal-space functions F(Q) (green) for Si and SiO₂ obtained through the two approaches, the modification approach using a window function (Mod.) and the inverse approach based on information theory (Inv.). For comparison, the function based on observations, $F_{obs}(Q)$ (black), is also shown with the estimated and propagated "apparent" statistical error (red). F(Q) based on Mod. for (a) Si and (b) SiO₂. F(Q) based on Inv. for (c) Si and (d) SiO₂.

統誤差に起因すると考えられるリップルが原子の存在しえ ない2Å以下の相関距離に見られる。また,SiO2の直接 アプローチでは、フーリエ変換の打ち切り誤差によるリッ プルが構造由来のピーク周辺に発生していることがわか る。これらのリップルはともに修正アプローチによってあ る程度低減されているものの、同時に本来のピークも広が っている。一方、逆アプローチでは、リップルがほぼ消滅 している上に、本来のピークの広がりも見られない。

次に、それぞれのG(r)の根拠となっているF(Q)を、 「みかけ」の統計誤差付き $F_{obs}(Q)$ と比較する(Fig. 12)。 直接アプローチで得られたG(r)に対応するF(Q)は、 フーリエ変換の計算誤差の範囲で $F_{obs}(Q)$ に一致するため 示していない。修正アプローチの場合は、 $F_{obs}(Q)$ に対し て特にQが高い領域で減衰が顕著であり、誤差範囲を超 えて修正されていることが明らかである。一方、逆アプ ローチでは $F_{obs}(Q)$ とは完全には一致していないものの、 誤差範囲にはおさまっている。これが、 $F_{obs}(Q)$ の誤差範 囲内でG(r)ができるだけ分散するような状態である。



Fig. 13 (Color online) Results of PDF analysis for Si. (a) the direct approach (Dir.), (b) the modification approach using a window function (Mod.), and (c) the inverse approach based on information theory (Inv.). R, U, and FWHM are the R factor, the atomic displacement parameter, and the full width at half maximum, respectively. Black dots and red lines are G(r) based observations and calculations, respectively. Blue lines indicate the differences between the two.

以上の3種類のG(r)を定量的に比較するため,Siの G(r)を解析²⁴⁾し平均的な格子振動の度合いを表す原子変 位パラメータ Uを求めた(Fig. 13)。直接アプローチと逆 アプローチで得られた値は中性子で得られた値(U=57(2)×10⁻⁴Å²)²⁵⁾に一致しているが,修正アプローチの場合は 30%近く大きく見積もられることがわかった。この結果 は,窓関数を使うと格子振動が過大評価されることを示し ている。R 因子については,逆アプローチの値は直接アプ ローチより1.2%も低かった。この差は、リップルノイズ が減ったことに起因している。今回,PDF 解析の障壁と なっているリップルを低減すること自体を目指したわけで はないが,情報アプローチでデータの不確かさを考慮しバ イアスを最低限にとどめることで,結果的に打ち切り誤差 や系統誤差による乱れがほぼない高品質な PDF が分解能 を犠牲にせず得られた²⁶⁾。

3.5 考察と応用例

さて、逆アプローチではなぜ、直接アプローチと修正ア プローチのいわゆる「いいとこ取り」のような結果が得ら れたのか。与えた制約条件は Eq.(5)の換算カイニ乗だけ だが、実は自明の制約がある。Eq.(6)の情報エントロ ピーで扱う確率密度は非負値であることが自明である。実 際に推定に用いた Eq.(7)からも、確率密度に相当する原 子数密度 $\rho(r)$ が必ず非負値となることがわかる。負の値 をもつG(r)を直接推定するアルゴリズム²⁷⁾も見受けられ るが、本研究では情報エントロピーが本来扱うべき確率密 度 $\rho(r)$ を推定対象とした。

この $\rho(r)$ に与えられる自明の制約には重要な役割があ る。 $\rho(r)$ が非負値になるように推定を繰り返すことによ って、系統誤差や打ち切り誤差を含まないようなF(Q)を 推定することができる。F(Q)にそのような誤差が含まれ るとリップルによって $\rho(r)$ に負の値が生じることがある が、この制約によって誤差のない理想的なF(Q)が自ずと 推定される。Eq.(5)の制約関数の値が推定を繰り返して も期待値に達しない場合は、 $F_{obs}(Q)$ に「みかけ」の統計 誤差の範囲を超える系統誤差が含まれていることを示唆し ている。つまり、Eq.(5)は系統誤差の度合いを表す指標 としての役割もある。

Fig. 13の結晶 Si の PDF を改めて見ると, 500 Å まで PDF のピークが得られていることがわかる。これまで PDF では議論の対象になりえなかった長距離秩序の相関 が見えているのは,細かい Q ステップによる高い Q 分解 能のおかげである。一方, PDF のピーク幅から分解能を 評価すると, 0.1 Å 程度であることがわかった。この値は Q の計測上限値 (30 Å⁻¹) から期待される分解能に合致 している。このような広範囲,高分解能,高品質の三拍子 そろった PDF が得られたのは,ハードウェア(放射光と OHGI) とソフトウェア(ReLiEf 法と情報アプローチ) の融合のたまものである。 これらの融合によって,3.1で触れたシームレスな構造 解析は現実的になっている。一例だが,水素吸蔵前後の Pd ナノ結晶内部で量子効果や水素分布の偏りに起因する 格子歪みの分布をピコスケールで明らかにしつつあ る²⁸⁾。従来の粉末回折法や PDF 法では結晶粒内の原子配 列は平均化された単一格子でしか議論できなかったが,本 研究のデータ駆動型全散乱法によれば格子定数や格子振動 の分布(不均質現象)として結晶粒内の構造を可視化でき るようになった。

4. コンプトンフリー全散乱法へ向けて

2.1で定義した全散乱法がデータ駆動型アプローチによ って可能になったことで見えてきた「さらなる限界」があ る。それは、コンプトン散乱に起因する S/N 比の限界で ある。全散乱法では、ブラッグ回折や散漫散乱といった試 料からの干渉性散乱以外の散乱は全てノイズ源となる。試 料容器や試料周りの空気からの干渉性散乱もそれに含まれ るが、最も大きなノイズ源になりうるのは非干渉性のコン プトン散乱である。PDF 法ではコンプトン散乱の問題は 以前から指摘されてきた²⁹⁾が, ReLiEf 法によって「みか け」の統計誤差を極限まで減らしたことでより顕在化した と言える。高分子や医薬品など主に軽元素で構成される材 料の場合、Qが大きくなるにつれてコンプトン散乱の干渉 性散乱に対する比が飛躍的に増大し,20Å⁻¹を超えると 10倍以上に及ぶ場合もある。これまで PDF 法の適用範囲 が主に重元素で構成される材料に限定されてきた主な要因 となっている。

この問題を解決するには、これまで「データ解析の段階」 で経験的に差し引くことが当たり前だったコンプトン散乱 を、「データ計測の段階」で実験的に分離することを前提 とする「コンプトンフリー」全散乱計測が必須である。今、 複数のエネルギー分散型検出器(EDD)を用いて散乱 X 線を分光するだけでなく、1万点を超える各散乱角のスペ クトルデータから干渉性散乱のみを自動で取り出す解析法 も開発している。ステップスキャン法のため現段階では測 定に時間は要するものの、OHGIとEDDを併用して得ら れるデータを情報科学も活用し統合できれば、スタンダー ドな実験手法として将来、放射光施設に定着すると考えて いる。

5. おわりに

本稿では、ブラッグ回折と散漫散乱を「対等に計測する」 ことを前提とする全散乱法における課題(限界)とそれら をどのように解決(突破)したかについて、統計数理や情 報科学との融合の観点から述べた。課題解決(限界突破) で見えてきた次の課題(限界)にも最後に触れた。放射光 を利用しても、ハードウェアと得られるデータが不完全で あることに変わりはない。ハードウェアに関しては、検出 器の「ローカル」な感度ムラという不完全性を「補い正す」 という観点から統計数理との融合を図り、実効ダイナミッ クレンジの上限を引き上げた。一方のデータについては、 「みかけ」の統計誤差といった不完全性のあるがままを 「受け入れる」という視点に立ち情報科学との融合を進め た結果、PDFの分解能を維持したままノイズ除去に至っ た。最終的に新たな知に通じるかどうかは、結局のとこ ろ、データ次第である。

謝辞

データ駆動型全散乱法の開発は、株式会社日本技術セン ターの繁田和也氏との共同研究です。価電子密度解析と Dual 空間構造解析は、オーフス大学(デンマーク)の Bo B. Iversen 教授とその博士課程学生(当時)の Jonas Beyer 氏, Bjarke Svane 氏との共同研究です。Pd ナノ結 晶の研究は、九州大学の山内美穂教授、京都大学の寺西利 治教授、佐藤良太特定助教との共同研究です。実験と解析 は、理化学研究所(当時)の藤田良平氏、藤田基樹氏、山 本昌美氏、樫本広子氏の支援を受けました。放射光実験は、 SPring-8の理研物質科学 I ビームライン BL44B2 で行わ れました。本研究は、JST の CREST・さきがけ複合領域 「計測技術と高度情報処理の融合によるインテリジェント 計測・解析手法の開発と応用(研究総括:雨宮慶幸,副研 究総括:北川源四郎)」のさきがけ研究課題「データ駆動 型全散乱計測に基づく不均質現象可視化システムの開発と 応用(研究者:加藤健一, JPMJPR1872)」とJSPS 科研 費(JP16K04870, JP22H01918)の支援・助成を受けた ものです。この場を借りて感謝いたします。

参考文献

- T. Egami and S. J. L. Billinge: Underneath the Bragg Peaks, Structural Analysis of Complex Materials, 2nd ed. (Pergamon, Oxford, 2012).
- 2) K. Kato, Y. Tanaka, M. Yamauchi, K. Ohara and T. Hatsui: J. Synchrotron Rad. **26**, 762 (2019).
- 3) A. Fitch and C. Dejoie: J. Appl. Cryst. 54, 1088 (2021).
- P. J. Chupas, K. W. Chapman and P. L. Lee: J. Appl. Cryst. 40, 463 (2007).
- K. Kato, R. Hirose, M. Takemoto, S. Ha, J. Kim, M. Higuchi, R. Matsuda, S. Kitagawa and M. Takata: AIP Conf. Proc. 1234, 875 (2010).
- A. Bergamaschi, A. Cervellino, R. Dinapoli, F. Gozzo, B. Heinrich, I. Johnson, P. Kraft, A. Mozzanica, B. Schmitt and X. Shi: Nucl. Instrum. Methods Phys. Res. Sect. A 604, 136 (2009).
- J. P. Moy, A. P. Hammersley, S. O. Svensson, A. Thompson, K. Brown, L. Claustre, A. Gonzalez and S. McSweeney: J. Synchrotron Rad. 3, 1 (1996).

- K. Kato and K. Shigeta: J. Synchrotron Rad. 27, 1172 (2020).
- 9) B. Svane, K. Tolborg, K. Kato and B. B. Iversen: Acta Cryst. A77, 85 (2021).
- 10) K. Kato and K. Shigeta: Condens. Matter 7, 2 (2022).
- 11) J. Beyer, K. Kato and B. B. Iversen: IUCrJ 8, 387 $\left(2021\right).$
- 12) A. A. Pinkerton: Acta Cryst. A77, 83 (2021).
- 13) https://www.maxiv.lu.se/beamlines-accelerators/beamlines /danmax/experimental-station/herdi-high-enough-resolution -diffractometer/
- Y. Waseda: The Structure of Non-Crystalline Materials, Liquids and Amorphous Solids (McGraw-Hill, New York, 1980).
- C. L. Farrow and S. J. L. Billinge: Acta Cryst. A65, 232 (2009).
- 16) A. K. Soper and E. R. Barney: J. Appl. Cryst. 45, 1314 (2012).
- 17) A. K. Soper: Inst. Phys. Conf. Ser. 107, 57 (1990).
- 18) V. Petkov and R. Danev: J. Appl. Cryst. 31, 609 (1998).
- 19) John R. Taylor: An Introduction to Error Analysis, The Study of Uncertainties in Physical Measurements, 2nd ed. (University Science Books, California, 1997).
- R. A. Young (ed.): The Rietveld Method (Oxford University Press, 1993).
- 21) C. E. Shannon: Bell System Tech. J. 27, 379 (1948).
- 22) D. M. Collins: Nature **298**, 49 (1982).
- X. Qiu, J. W. Thompson and S. J. L. Billinge: J. Appl. Cryst. 37, 678 (2004).
- 24) C. L. Farrow, P. Juhas, J. W. Liu, D. Bryndin, E. S. Božin, J. Bloch, Th. Proffen and S. J. L. Billinge: J. Phys.: Condens. Matter 19, 335219 (2007).
- 25) B. Zhang, J. Yang, L. Jin, C. Ye, J. Bashir, N. M. Butt, M. Siddique, M. Arshed and Q. H. Khan: Acta Cryst. A46, 435 (1990).
- 26) K. Kato et al.: submitted.
- 27) K. Fuchizaki, S. Kohara, Y. Ohishi and N. Hamaya: J. Chem. Phys. **127**, 064504 (2007).
- 28) K. Kato *et al.*: to be submitted.
- 29) V. Petkov, S. J. L. Billinge, S. D. Shastri and B. Himmel: Phys. Rev. Lett. 85, 3436 (2000).

著者紹介

加藤健一

理化学研究所放射光科学研究センター 専 任研究員

E-mail: katok@spring8.or.jp 専門:X 線結晶学,計測情報学,固体物理

[略歴]

2001年名古屋大学大学院工学研究科博士 課程後期課程中退。2001~2006年高輝度 光科学研究センター研究員。2006年博士 (工学,名古屋大学)。2006~2011年理化 学研究所放射光科学総合研究センター研究 員。2018~2022年 JST さきがけ研究者兼 任。2011年より現職。



Development and applications of a data-driven total scattering technique

Kenichi KATO RIKEN SPring-8 Center, 1–1–1 Kouto, Sayo-cho, Sayo-gun, Hyogo 679–5148, Japan

Abstract A data-driven total scattering technique for measuring and analyzing X-ray Bragg and diffuse scattering on an equal basis has been developed and applied using statistics for data measurement and informatics for data analysis. Both approaches are based on Bayesian statistics. The framework assumes a uniform distribution as the most uncertain prior probability one and infers a posterior one using data. For data measurement, assuming that the response of an X-ray detector is uniform, the detector has been corrected for non-uniformity by inferring the true response using detected intensity data. For data analysis, a uniform atomic distribution has been replaced sequentially so that the distribution is consistent with total scattering data obtained in reciprocal space within errors, which allows one to address incompleteness of data.