計測解析双方向相互作用

東京大学 大学院新領域創成科学研究科 複雑理工学専攻

岡田真人

©2024 Masato Okada

1. はじめに

<u>ポストプロセスとしてのデータ解析の限界</u>

従来の実験/計測のデータ解析の手順は、まず験/計測をおこない、そこで 得たデータをデータ解析する.図1の 上図にあるように、データの情報処理 は実験/計測からデータ解析への一方 向的に流れる.また従来は、データ解 析は、その実験/計測の研究者がある 意味片手間で行うか、その分野の理論 家が行うことが多い.そのため、ここの 分野のデータ解析は、他の分野のデ ータ解析で発見された知見などを利用

ベイズ計測による 計測と解析の双方向相互作用

計測限界の理論的推測による,実験計画へのフィードバック



図 1 計測と解析の双方向相互作用

することはほとんどない. つまり, 分野ごとに分離された縦割り構造なのである. これらの理由で従来のデータ解析は, 研究者にとって副次的なことがあることが多く, データ解析の学理を構築すべきという機運は稀有であった.

階層的自然観に基づけば、データの生成を記述するための数理モデルは、ミクロな レベルからの理論的演繹だけでは決定することができず、ミクロからの演繹ができない 故におこる複数モデルを、データだけから決定する理論的枠組みが必要となる.

この複数モデルの決定プロセスは、すべての分野の共通課題であるのにも関わらず、 何らかの方法で複数モデルを決定する理論的枠組みを構築しようとする機運は生じない.これが、ポストプロセスとしてのデータ解析の限界である.

2. ベイズ計測による計測限界と計測解析双方向相互作用

最小二乗法などによるパラメータの点推定に対して,ベイズ計測ではパラメー タの事後確率分布を求めることができる.パラメータの事後確率分布を求める ことができると,従来法では手が届かなかった,対観測ノイズなどの計測限界を 理論的に取り扱うことができる.この計測限界の理論は図1の上図に示すよう に、データ解析を実験/計測の単なるポストプロセスと捉える一方向的な情報の 流れではなく、下図のようなデータ解析から実験/計測へのフィードバックをか けられる双方向的な情報の流れになる.この双方向的な情報の流れを、我々のグ ループは計測と解析の双方向相互作用と呼んでいる.この双方向的な枠組みで は、データ解析は実験計画に大きな影響を与える.つまり、実験家も積極的にベ イズ計測を習得なければ、1.で述べたポストプロセスとしてのデータ解析の限界 を越えることができずに、時代に取り残されてしまう.

2.1 ノイズ強度の増加によるパラメータの事後確率分布の定性的変化

Nagata らはベイズ的スペクトル分解[1] において、ノイズ強度を増加させると、パ ラメータの事後確率分布の形が定性的に 変化することを数値実験で示した[2].

Nagata らは MoS2のSの2p 軌道のX 線

光電子放出スペクトル(XPS: X-ray Photoelectron Spectroscopy)の光電子の 計測時間を変化させて計測した.図2が, その一連の実験結果である.計測時間幅が



図 2: 計測時間幅を変化させた 場合のスペクトル

400msec の場合は、スペクトル分解するまでもなく、スペクトルは2ピーク構造である. 図2からわかるように、計測時間幅を40msec、16msec, ..., 1msecまで減らしていくと、スペクトルがギザギザしてくるがわかる. これは、計測時間幅が減少すると、その時間窓で検出される光電子の数が減り、光の量子性が顕在化し、ポアソンノイズが増えるからである

通常は、ポアソンノイズを小さくするために、計測時間幅を十分大きく取る. しかしながら、計測対象が有機物などで、X線で破壊されてしまいやすい場合 は、できるだけ計測時間を短くしたい.また、計測対象がX線で破壊されなく ても、系のダイナミクスをXPSで追いたい場合は、ダイナミクス見るために計 測時間幅を小さくしたい.これらの場合、できれば実験の前の実験計画の段階 で、2ピーク構造が保てる範囲の中で、できるだけ計測時間幅を小さくしたい. しかし、そのような実験計画を得ることができる理論的枠組みをこれまでは持 っていない.

その計測時間幅の実験計画に使えるのが ベイズ計測のパラメータの事後確率分布推 定である. 図3は, 計測時間幅を400msec, 40msec, 16msec, ..., 1msec まで減らした 場合の、基底関数の中心位置の事後確率分 布である. 今の場合, 2 ピークスペクトルで あるので,一つのスペクトルあたり,2個の 基底関数の中心位置のパラメータの事後確 率分布が存在する.各計測時間幅の赤と青 が2個の基底関数の中心の事後確率分布を 対数で表している.計測時間幅が 400mse や 40msec の場合は, 分布の形が 2 次間 数になっており, 基底関数の中心の事後 確率分布は、ガウス分布で良く表せるこ とがわかる. 計測時間幅が 4msec になる と、分布は2次関数より幅広になり、基 底関数の中心の事後確率分布はガウス分 布より,裾を引く形になっている.計測時 間幅が1msecの場合,二つの底関数の中 心の事後確率分布は重なったおり、計測 時間幅 400msec~4msec までとは, 定性 的に形が違っているのがわかる.これをよ り詳細にみたのが、計測時間幅 4msec と 1msec のパラメータの事後確率分布を示 す図4である.図4から明らかなように, 計測時間幅 4msec の場合は、赤と青の二 つのパラメータの事後確率分布は重なっ てない.一方,計測時間幅 1msec の場合 は、赤と青の二つのパラメータの事後確率 分布が重なっている.図5は、計測時間幅 \pounds 400msec, 40msec, 16msec, ..., 1msec の場合の,基底関数の中心位置の事後確率 分布の2次元ヒートマップである.図5か









図 3 計測時間幅の変えた場合のパ ラメータの2次元事後確率分布のヒー トマップ

ら計測時間幅 4msec までは,2次元事後確率分布は1ピーク構造を持つが,計 測時間幅 1msec で突然,それまではことなる幅広い分布形状を持つようになる. この計測時間幅依存性,つまりノイズの大きさ依存性を使えば,以下のような 手順で計測限界を実験する前にあらかじめ知ることができる.得られるデータ はベイズ計測を使って解析するので、かならずデータ生成の順モデルがあるは ずである.計算機を使って、その順モデルでデータを生成し、それにノイズを重 畳する.そのノイズの大きさを何段かも用意して、それぞれのノイズに対して、 ベイズ計測でパラメータの事後確率分布を求める.ここでは我々がパラメータ の真値を知っている人工データを用いるので、重畳するノイズが小さければ、事 後確率分布の中心は真値周りで、事後確率分布の幅も狭いはずである.そこで重 畳するノイズを少しずつ大きくしていくと、事後分布の幅はそれに応じて広く なっていくはずである.それを繰り返していくと、あるノイズの値で、突然、事 後確率分布の形状が定性的に変化すれば、そことそのひとつ前のノイズ値の間 に、計測限界が存在する.

繰り返しになるが、このようなことは実験をする前に行えるので、事前に計測 限界を求めておいて、その限界内で実験を行えば良い.これが図1の計測と解 析の双方向相互作用を用いた枠組みの具体例です.

2.2 パラメータ事後確率に関する計測限界のメカニズム

2.1 で述べた計測限界が生じるメカニズムを議論する.まず,解析的にパラメ ータの事後確率分布を求めることができる,線形回帰モデルy=ax+bを考える. このモデルでは,解析計算により,パラメータ a と b の事後確率分布はガウス 分布に従い,そのガウス分布の分散は観測ガウス分布の分散を使って表現でき る[3].したがって,観測ガウス分布の分散を大きくしても,パラメータ a と b の事後確率分布はガウス分布のままです.つまり,線形回帰モデル y=ax+b では, 計測限界は存在しません.

この考察から, 計測限界が存在するには, 誤差関数が多峰性を持っていること が必要であることが定性的に理解できる. 観測ノイズが小さい時は、誤差関数の 大局的最小点の周りを REMC がサンプリングするので、パラメータの事後確立 分布は近似的にはガウス分布であろう. 観測ノイズが大きくなると、その大局的 最小点から REMC のサンプリングが飛び出すことで, パラメータの事後確立分 布の形が定性的に変化すると定性的に理解できる.

計測限界とクロスオーバー(相転移)

図3や図4のパラメータの事後確率分布の定性的な変化を観察すると,計測時間幅の少しの変化が,とても大きな変化を生むことから,この計測限界の現象が統計力学における相転移と関係あるかもしれないという仮説を思いつく.

これを理論的に取り扱ったのが Tokuda らである[4]. Tokuda らは,スペクト ル分解をとりあげ,2ピークで,二つの基底関数の中心が少しだけはなれた真の モデルを仮定した.この真のモデルに重畳する観測ガウスノイズの分散が大き い時には,中心位置の事後確率分布推定に失敗する.そこから,観測ガウスノイ ズの分散を小さくしていくと、1 ピーク構造がモデル選択される. さらに、観測 ガウスノイズの分散を小さくしていくと、2 ピーク構造を正しくモデル選択でき る. つまり、この最後の段階が、正しく推定できる計測限界を表す.

Tokuda らは、統計物理学からのアナロジーも援用しながらベイズ比熱を定義 した. 観測ガウスノイズの分散が大きいところから減らしていくと、まず 1 ピ ークとモデル選択されるところで、ベイズ比熱がピークをとることがわかった. さらに、観測ガウスノイズの分散を減らしていくと、ただしく 2 ピーク構造と モデル選択されるところで、ベイズ比熱がピークをとることがわかった. Tokuda らは、これを漸近論で理論的に取り扱うことに成功した[4].

2.3ノイズ強度の増加によるモデル選択の計測限界

Nagata らはさらに、スペクトル分解におけるピーク数のモデル選択の対ノイズ性を議論している[2]. Nagata らは、パラメータの事後確率分布の計測限界を超えている場合でも、ピーク数は正しくモデル選択されることを示している.つまり、この事例だけを考えると、事後確率分布推定とモデル選択の計測限界は異なり、モデル選択の計測限界が高いことがわかる.これについては、今後さらなる検証が必要である.

3 まとめ

パラメータの事後確率分布推定が,対観測ノイズ性などの計測限界を理論的に 取り扱うことにつながることを示した.計測限界の理論ができると,図1の上 図に示すように,データ解析を実験/計測の単なるポストプロセスと捉える一方 向的な情報の流れではなく,下図のようなデータ解析から実験/計測へのフィー ドバックをかけられる双方向的な計測と解析の双方向相互作用が生じる.この 双方向的な枠組みでは,データ解析は実験計画に大きな影響を与える.

このようにベイズ計測は、単にデータ解析の性能を上げるだけでなく、ここで 紹介したような計測と解析の双方向相互作用による実験計画へのデータ解析か らのフィードバックのように、研究のやり方自体を、これまでの旧態依然とした ものからモダンで効率的な枠組みに刷新できるパラダイム創成器であると考え られる.

参考文献

[1] Nagata, Sugita and Okada, "Bayesian spectral deconvolution with the exchange Monte Carlo method", *Neural Networks*, 28, 82-89 (2012)

[2] Nagata, Muraoka, Mototake, Sasaki and Masato Okada, "Bayesian Spectral Deconvolution Based on Poisson Distribution: Bayesian Measurement and Virtual Measurement Analytics (VMA)", *Journal of the Physical Society of Japan*, 88(4) 044003 - 044003 (2019)

[3] Katakami, Kashiwamura, Nagata, Mizumaki and Okada, "Mesoscopic Bayesian Inference by Solvable Models"

https://arxiv.org/abs/2406.02869

[4] Tokuda, Nagata and Okada, "Intrinsic regularization effect in Bayesian nonlinear regression scaled by observed data", *Phys. Rev. Research*, 4, 043165 (2022)