

非同次ポアソン過程による航空機遅延回数の予測と評価に関する一考察

05001440 東京都市大学大学院 *大内健瑠[†] OUCHI Takeru
01308725 山口大学大学院 田村慶信^{††} TAMURA Yoshinobu
01702425 鳥取大学大学院 山田茂^{†††} YAMADA Shigeru

E-mail: [†]g2181413@tcu.ac.jp, ^{††}tamuray@yamaguchi-u.ac.jp, and ^{†††}yamada@tottori-u.ac.jp

1 はじめに

近年都市間交通の代表である航空機の利用客が増加している。航空機は天候影響を受けやすく、機材や機材整備等の様々な要因により遅延のリスクが高いことから、時間信頼性が低い傾向にある。また、遅延の影響により、サービスの低下や混乱が生まれてしまうなど空港運営にも大きな影響を与え、ヒューマンエラーに起因する可能性がある。したがって、空港や航空会社の立場では、将来起こる航空機の遅延発生を想定し、遅延を軽減する方策を検討する必要が求められる。

航空機の遅延について、地上での走行時間と航空遅延の関係性について現状を分析する研究などが行われている [1]。しかしながら、航空機の遅延回数の予測に関する研究はほとんど行われていない。

従来から、信頼性分野において、ソフトウェア信頼性評価のための確率モデルとして、非同次ポアソン過程 (nonhomogeneous Poisson process, 以下 NHPP と略す) が有効性が高いとされ、広く利用されている。

本研究では、航空機の累積遅延回数が NHPP に基づくものと仮定し、将来の航空機の累積遅延回数を予測し、実際の数値例に基づいて推定する。また、提案手法の遅延予測に対するモデルの適合性を評価し、遅延予測に有効と思われる評価尺度を導出する。

2 研究方法

2.1 航空機遅延回数予測モデルの導出

信頼性評価を行うために、現実的な仮定の下で数多くの NHPP モデルが提案されている [2]。本研究では、代表的な NHPP モデルである対数型ポアソン実行時間モデルおよび指数形モデルを適用する。

対数型ポアソン実行時間モデルは、単位時間あたりに観測される遅延数が、時間 t までに発生した遅延数に関して指数関数的に減少すると仮定すると、

$$F(t) = \frac{1}{r} \ln[d_0 r t + 1], \quad (1)$$

と表すことができ、パラメータ d_0 は初期遅延強度、パ

ラメータ r は遅延 1 件当りの遅延強度の減少率とする。また、指数形モデルは、単位時間あたりに観測される遅延数が、今後観測される総期待遅延数に比例すると仮定すると、

$$H(t) = a(1 - e^{-bt}), \quad (2)$$

と表すことができ、パラメータ a は総期待遅延数、 b は観測期間 t における 1 件当たりの遅延発生率とする。

2.2 モデルパラメータの推定

式 (2) で導出したモデルに含まれる未知パラメータ a および b を最尤法を適用することにより推定する。航空機の遅延を観測した一定期間 t_k の累積遅延数 y_k に関する K 組みの遅延観測データ $(t_k, y_k) (k = 1, 2, \dots, K)$ が観測されているとする。このとき、平均値関数 $H(t)$ を持つ NHPP モデルの対数尤度関数は、次のように表される。

$$\ln L = \sum_{k=1}^K (y_k - y_{k-1}) \ln[H(t_k) - H(t_{k-1})] - H(t_K) - \sum_{k=1}^K \ln[(y_k - y_{k-1})!]. \quad (3)$$

このとき、 a および b について式 (3) を偏微分することにより、未知パラメータ a と b の最尤推定値が導出できる。偏微分する際に、

$$\frac{\partial \ln L}{\partial a} = \frac{\partial \ln L}{\partial b} = 0, \quad (4)$$

を解くことで、最尤推定値 a および b を得ることができる。また、対数型ポアソン実行時間モデルにおいても同様にパラメータを求めることができる。

2.3 評価尺度

遅延発生という現象が時間変化によってどのように発生しているかを示す尺度を、平均遅延間隔 (Mean Time Between Delay, 以下 MTBD と略す) と定義する。瞬間的に観測される遅延率は単位時間あたりに観

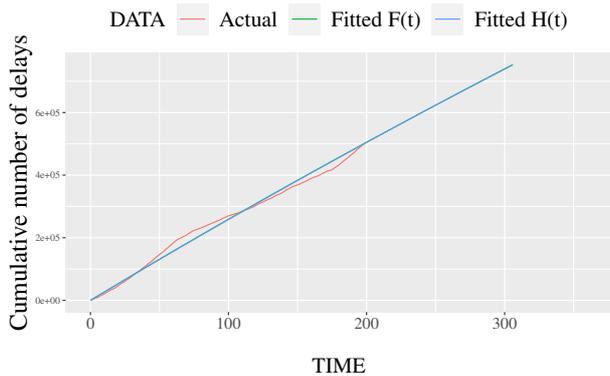


図1 ラガーディア空港の推定された累積遅延数

測される遅延数となる。このとき、指数形モデルにおいて平均値関数 $H(t)$ に基づき、瞬間遅延発見率を H_d とすると以下のように導出できる。

$$H_d(t) = \frac{dH(t)}{dt}. \quad (5)$$

また、観測開始時点からの観測される遅延一件当たりが必要とされる観測時間の平均を意味する累積 MTBD を、

$$\text{累積 MTBD} = \frac{t}{H(t)}, \quad (6)$$

と表現することができる。MTBD は値が大きくなると遅延が観測され難くなっていることを表しており、遅延に対する改善が進んでいると判断できる。

3 数値例

本研究では、米国運輸統計局 (Bureau of Transportation Statistics, 以下 BTS と略す) で公開されている航空機の発着データを用いて実験を行う。規模の大きい5つの空港を選定し、期間を2003年6月から2019年12月までとする。ここで遅延とは予定時刻よりも15分以上の遅れが観測されたものである。

2 空港のデータにおいて、式 (1) を適用して推定された推定値 $\hat{F}(t)$ 、式 (2) を適用して推定された推定値 $\hat{H}(t)$ をそれぞれ図1 および図2 に示す。また、各空港に対する適合度性評価として赤池情報量規準 (Akaike's Information Criterion, 以下 AIC と略す) と平均二乗誤差 (Mean Squared Error, 以下 MSE と略す) を採用する。予測値に対する予測平均二乗誤差 (Prediction Mean Squared Error, 以下 PMSE と略す) を使用する。これらの結果を表1 に示す。表1 から全ての空港で指数形モデルの方が AIC, PMSE 共に値が小さく、適合度が高いことが確認できる。

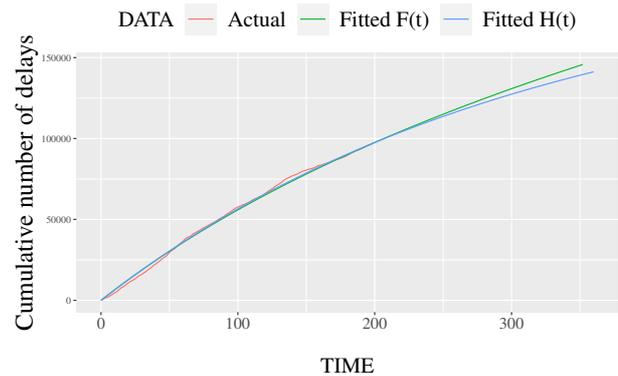


図2 アルバカーキ国際空港の推定された累積遅延数

表1 各空港に対するモデルの適合性比較結果。

空港	モデル	AIC	MSE	PMSE
ABQ	対数型	10844.41	26.492×10^5	10.584×10^5
	指数形	8204.445	19.060×10^5	8.163×10^5
LGA	対数型	58075.89	23.844×10^7	28.901×10^6
	指数形	55026.9	24.208×10^7	22.609×10^6
JFK	対数型	58075.89	90.029×10^6	27.717×10^7
	指数形	50740.09	88.479×10^6	1.4736×10^7
EWR	対数型	52871.56	19.933×10^7	33.506×10^6
	指数形	50490.4	22.260×10^7	29.122×10^6
ATL	対数型	112945.5	38.414×10^7	10.501×10^7
	指数形	106357.1	24.119×10^7	7.0342×10^7

4 おわりに

本研究では航空機の遅延回数予測のために、NHPP による複数の実データに対する予測と評価尺度を提案した。これにより、遅延改善や防止の指標となり、ヒューマンエラーの特定に繋がるものと考えられる。

謝辞

本研究の一部は、JSPS 科研費基盤研究 (C) (課題番号 20K11799) の援助を受けたことを付記する。

参考文献

- [1] 坂下文規, 森地茂, 日比野直彦: 「羽田空港における航空遅延および出発時地上走行時間に関する研究」, 土木計画学研究発表会・講演集 (2009).
- [2] 山田茂: 「ソフトウェア信頼性の基礎—モデリングアプローチ」, 共立出版 (2011).