

転てつ機ロック調整の統計的発生予測モデルによる 技術者暗黙知の形式知化

稲場 亘* 松岡 弘大* 為広 重行**
福田 光芳*** 貝戸 清之#

Formalization of Tacit Knowledge of Field Engineers using Statistical Occurrence Prediction Model of Point Machines Lock Adjustment

Wataru INABA Kodai MATSUOKA Shigeyuki TAMEHIRO
Mitsuyoshi FUKUDA Kiyoyuki KAITO

This study aims to estimate a mixed Weibull hazard model from inspection records of lock adjustment, which are a major inspection item for point machines with a short inspection cycle. Furthermore, we conducted a survey to verify whether tacit knowledge regarding lock adjustment held by engineers has been formalized through the statistical model. The result clarified that the characteristic of lock adjustment, wherein one adjustment triggers the next, has been formalized as acceleration parameter estimates for an initial defect type. In addition, ten of the sixteen point machines with large heterogeneity parameter estimates, were identified as being subject to frequent adjustments. This confirms that some of the explicit knowledge is consistent with the tacit knowledge of engineers.

キーワード：混合ワイブルハザードモデル，転てつ機，ロック調整，暗黙知

1. はじめに

労働人口の急激な減少が見込まれる中，鉄道事業を持続的に運営していくためには，安全性の確保を前提とした維持管理業務の省人化・省力化と合わせて，検査に関わる技術の継承が重要な課題である。過去の調査結果から，鉄道電気系統の維持管理で特に多大な人工を要するのが，転てつ機やレールボンド（軌道回路）の定期検査であり¹⁾，転てつ機の主要な検査の判断には技術者の暗黙知が多く含まれることが定性的に知られている。ただし，技術者が経験により獲得してきた認識（以下，現場暗黙知）を形式知化する方法は十分に議論されているとは言えず，転てつ機の検査に関わる暗黙知の検証も進んでいない。

近年では，土木分野におけるアセットマネジメント手法の発展により，暗黙知の形式知化を通じたマネジメントプロセスの高度化が進められている²⁾。特に○や×など離散評価の検査記録から設備に不具合や調整が生じる確率を評価するための，さまざまな統計的劣化予測モデルが開発されてきた³⁾。統計モデルを通じて検査記録に含まれた技術者の暗黙知を形式知化することで，検査周期の見直し方法などについて定量的に議論可能となる。これに加え，統計モデルから得られる形式知が現場暗黙知と整合すれば，形式知を技術継承に活用する根拠となり，現場の技術力の維持や向上に資すると考えられる。

以上を踏まえ，本研究では転てつ機ロック調整の検査記録を対象とし，統計的不具合発生モデルの一つである混合ワイブルハザードモデルを適用し，ロック調整が必要な状態（以下，要調整状態）になるまでの日数（以下，要調整発生期間）とその影響因子や転てつ機ごとのばらつきを推定する。そのうえで，混合ワ

* 情報通信技術研究部 情報解析研究室
** 四国旅客鉄道株式会社
*** 情報通信技術研究部（現 信号技術研究部）
大阪大学

イブルハザードモデルの推定結果として得られた、ロックの調整発生における特徴（以下、調整発生特性）が、現場暗黙知の一つの形式知化であることを検証する。具体的には、混合ワイブルハザードモデルの2種類のパラメータから解釈した調整発生特性と現場暗黙知との整合性を、技術者アンケートおよび現場ヒアリングにより検証した⁴⁾。

2. ロック調整の統計的発生予測モデル

2.1 転てつ機のロック調整

図1に、転てつ機における鎖錠機構の構造を示す。転てつ機が鎖錠する時に、鎖錠かんがロックピースに円滑に挿入されるよう、両者の間には左右合計3mmのずれ量が存在する（図2）。ずれ量は温度変化や列車振動などさまざまな要因で変動し、左右の比率が大きく異なるとロックピースが挿入できずに転換不能となる。そのため、現場技術者が定期的に状態を確認し、必要に応じて調整を実施する。このとき、調整を実施した場合は「△→○」、調整を実施しなかった場合は「○」と記録される。このような離散評価値で構成された検査記録から、ロック調整に関する統計的な性質を抽出する。本研究では、2値評価データに適用可能な混合ワイブルハザードモデル⁵⁾に着目し、要調整発生期間を推定する。なお、本研究における転てつ機は全てモータで駆動する電気転てつ機を指す。

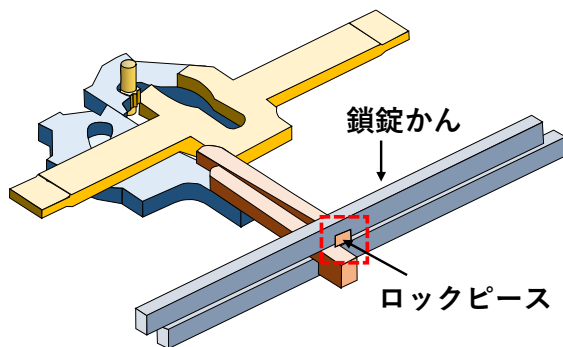


図1 転てつ機における鎖錠機構の構造

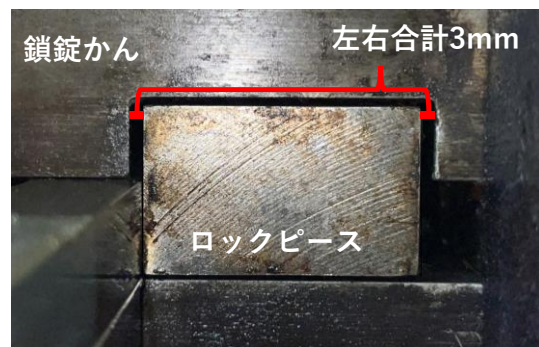


図2 ロックピースと鎖錠かんの拡大図
(図1 赤点線で囲まれた部分)

2.2 混合ワイブルハザードモデル

ここでは、転てつ機がある時点までロック調整の必要がない正常な状態である確率を生存確率、転てつ機がある期間で要調整状態となる確率を調整発生確率と呼称する。転てつ機 k ($k = 1, \dots, K$) の使用開始時点 τ_0 とする離散的時間軸 $t[0, \infty)$ を考え、単位時間を1日とする。混合ワイブルハザードモデルでは、使用開始時点 τ_0 から t_k 日経過した時点での生存関数を式(1)で表す。

$$S(t_k) = \exp(-\varepsilon_k \gamma_k t_k^m) \tag{1}$$

ここに、 m は加速パラメータ、 γ_k は転てつ機 k の尺度パラメータ、 ε_k は転てつ機 k の異質性パラメータである。加速パラメータは全ての転てつ機に共通の値であるが、尺度パラメータは台帳などから取得可能な転てつ機 k の特性を考慮できるように式(2)とする。また、異質性パラメータは設備特性のみでは説明できない設備個々の個体差を考慮できるように式(3)に示す期待値1、分散 $1/\phi$ のガンマ分布に従うとする。

$$\gamma_k = \exp(\mathbf{x}_k \boldsymbol{\beta}') \tag{2}$$

$$p(\varepsilon_k) \sim g(\varepsilon_k | \phi) = \frac{\phi^\phi}{\Gamma(\phi)} (\varepsilon_k)^{\phi-1} \exp(-\phi \varepsilon_k) \tag{3}$$

ここに、 $\mathbf{x}_k = (x_k^1, \dots, x_k^J)$ は転てつ機 k の特性変数による行ベクトル、 $\boldsymbol{\beta} = (\beta^1, \dots, \beta^J)$ は回帰パラメータ β^j ($j = 1, \dots, J$) による行ベクトルである。上記はワイブル分布に異質性パラメータのガンマ分布が混合した混合分布モデルである。転てつ機などの地上設備の不具合や調整の発生は、特性として明示することが容易でない敷設環境等の要因にも影響を受けると考えられる。このような場合であっても、異質性パラメータを転てつ機1台1台に設定することで、実態として存在する個々の転てつ機の個性を考慮可能となる。

2.3 パラメータ推定

混合ワイブルハザードモデルを推定するためのデータセットと尤度について説明する。図3に、定期検査を通して観測可能な転てつ機の状態遷移の概念図を示す。定期検査で観測されるのは検査時点における転てつ機の状態（調整の要否）のみである。図中の黒丸は観測可能な転てつ機の状態を表し、白丸は観測していないときの状態を表す。時点 τ_0 に使用を開始し、 $i+1$ 回目の検査時点 τ_{i+1} で初めて要調整状態を観測したとする。このとき、正常な状態から要調整状態となった正確な時点はわからないが、期間 $(\tau_i, \tau_{i+1}]$ でこの状態推移が生じたことはわかる。言い換えれば、転てつ機は $\bar{T}_{1k,1} = \tau_i - \tau_0$ の期間は正常であったが、 $\bar{T}_{2k,1} = \tau_{i+1} - \tau_0$ の期間は正常な状態を維持できず要調整状態になった、という2つの同時生起する情報が得られる。要調整状態を観測した日と同日に調整を行い状態が正常に回復するため、時点 τ_{i+1} が新たな使用開始時点となる。時点 τ_{i+2} で検査が終了した場合、2回目の状態推移は観測されず、転てつ機が正常である期間 $\bar{T}_{2k,2} = \tau_{i+2} - \tau_{i+1}$ のデータのみが利用可能となる。

転てつ機 k の使用開始時点から調整時点までを1つのデータセットとし、これを寿命サイクルと呼ぶ。転てつ機 k の調整発生が混合ワイブルハザードモデルに従う場合、ある寿命サイクルが生起する確率（尤度）は、式(1)の差分により定式化される。最後の検査時点で要調整状態が観測されない場合は部分的な寿命サイクルとして扱い、その時点まで転てつ機 k が正常であったことのみを尤度として定式化する。以上より、転てつ機 k の任意の寿命サイクルに対する尤度 l は式(4)で表される。

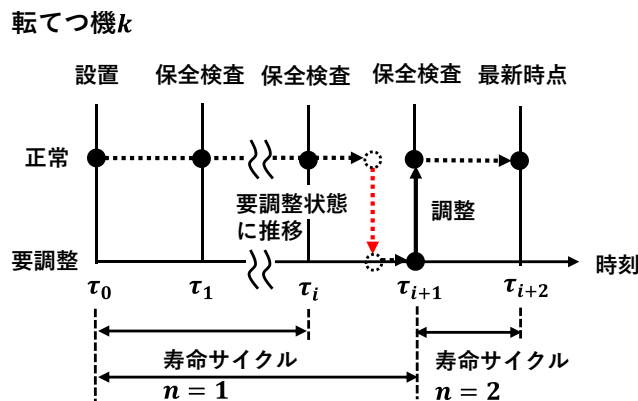


図3 定期検査に合わせた尤度定式化の考え方

$$l_{k,n}(\bar{d}_{k,n}, \bar{T}_{1k,n}, \bar{T}_{2k,n}, \bar{\mathbf{x}}_k | m, \boldsymbol{\beta}, \varepsilon_k) = \{S(\bar{T}_{1k,n}) - S(\bar{T}_{2k,n})\}^{\bar{d}_{k,n}} \cdot S(\bar{T}_{1k,n})^{1-\bar{d}_{k,n}} \tag{4}$$

ここで、 $\bar{T}_{1,k,n}$ は転てつ機 k の n 回目の寿命サイクルのうち、使用開始から最後に正常であることを観測できた時点までの期間、 $\bar{T}_{2,k,n}$ は転てつ機 k の n 回目の寿命サイクルのうち、使用開始から要調整状態であることを観測した時点までの期間、 $\bar{d}_{k,n}$ は転てつ機 k の n 回目の寿命サイクルにおける要調整状態の観測を表すダミー変数、 $\bar{\cdot}$ は観測値を表す。全ての転てつ機の寿命サイクルが互いに独立であると仮定すれば、対象とする全ての転てつ機の全ての寿命サイクルに対する尤度関数は式(5)となる。

$$\mathcal{L}(m, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\varepsilon} | \bar{\boldsymbol{d}}, \bar{\boldsymbol{T}}_1, \bar{\boldsymbol{T}}_2, \bar{\boldsymbol{x}}) = \prod_{k=1}^K \prod_{n=1}^{N_k} \ell_{k,n}(\bar{d}_{k,n}, \bar{T}_{1,k,n}, \bar{T}_{2,k,n}, \bar{x}_k | m, \boldsymbol{\beta}, \varepsilon_k) \quad (5)$$

ここで、 K は転てつ機の総数、 N_k は転てつ機 k の寿命サイクル数、 $\bar{\boldsymbol{d}} = (\bar{d}_{1,1}, \dots, \bar{d}_{K,N_K})$ 、 $\boldsymbol{\varepsilon} = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_K)$ 、 $\bar{\boldsymbol{T}}_1 = (\bar{T}_{1,1,1}, \dots, \bar{T}_{1,K,N_K})$ 、 $\bar{\boldsymbol{T}}_2 = (\bar{T}_{2,1,1}, \dots, \bar{T}_{2,K,N_K})$ 、 $\bar{\boldsymbol{x}} = (\boldsymbol{x}_1, \dots, \boldsymbol{x}_K)$ である。

なお、式(5)中の ε_k は式に示すとおり、ガンマ分布 $g(\varepsilon_k | \phi)$ に従う確率変数である。したがって、ガンマ分布 $g(\varepsilon_k | \phi)$ に対して ϕ の条件付きの生起確率が尤度 ℓ'_k であり、これは式(3)に示した $p(\varepsilon_k | \phi)$ である。このとき、 ϕ に関する尤度関数 \mathcal{L}' は以下の式となる。

$$\mathcal{L}'(\phi | \boldsymbol{\varepsilon}) = \prod_{k=1}^K \frac{\phi^\phi}{\Gamma(\phi)} (\varepsilon_k)^{\phi-1} \exp(-\phi \varepsilon_k) \quad (6)$$

以上より、観測データ $(\bar{\boldsymbol{d}}, \bar{\boldsymbol{T}}_1, \bar{\boldsymbol{T}}_2)$ から尤度 \mathcal{L} を最大化するパラメータ $(m, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\varepsilon})$ を推定すれば混合ワイブルハザードモデルを定量化できる。ただし、異質性パラメータ $\boldsymbol{\varepsilon}$ については式(6)を制約として有するため、 \mathcal{L}' を最大化するパラメータも同時に推定する必要がある。このようなパラメータの階層性に留意し、全てのパラメータ $(m, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\varepsilon}, \phi)$ に事前分布を設定したうえで、階層ベイズ法を適用した。数値的近似解法の一つである Markov chain Monte Carlo (MCMC) 法によりパラメータ $(m, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\varepsilon}, \phi)$ の事後分布を推定し、その統計量から推定値を評価した。なお、MCMC 法における繰り返し回数は 20,000 回とし、5,001 回から 20,000 回までの 15,000 個を事後分布からのサンプルとした。

3. モデルの適用事例

3.1 データの概要

本研究では、四国旅客鉄道株式会社（以下、JR 四国）が管理する転てつ機 280 台を対象とし、約 15 年間の検査記録を用いて混合ワイブルハザードモデルのパラメータを推定した。検査記録（○：正常、△：要調整）には、約 3 か月（90 日）に 1 回の頻度でロックの状態等を管理する保全検査に加え、転てつ機に設置された遠隔監視システムによるロック狂い検出時に実施される臨時検査の結果が含まれる。なお、対象転てつ機の型式は NS 型が 9 割以上を占める。検査では、定位側（N）と反位側（R）の 2 方向のロックを検査しているため計 2 つのモデルを推定したが、本稿では紙面の都合上、定位側の分析結果のみ記載する。

検査記録から寿命サイクルを集計し、台帳から取得した転てつ機の使用条件や構造特性を表す特性値と紐づけてデータセットを作成した。具体的には、転てつ機ごとに異なる取付日を使用開始日とし、そこから最後の検査日までの検査結果を用いて寿命サイクルを集計した。調整時点を次の新たな使用開始日としているため、同じ転てつ機から複数の寿命サイクルが集計される。特性値は転てつ機が動作させる分岐器の種別（高速走行用の弾性型かそれ以外の普通型か）および 1 日の動作回数を用いた。以上の方法で作成

したデータセットの総寿命サイクル数は3,025であった。

3.2 モデルパラメータの推定結果

階層ベイズ法により、モデルパラメータを推定した結果を表1に示す。MCMCではサンプリングを繰り返してパラメータの事後分布を推定するため、事後分布を用いた仮説検定により推定結果の統計的有意性を検定することが可能である。具体的には、各パラメータの事後分布における5および95パーセンタイル値の符号が一致するならば90%信頼区間に0を含まず、そのパラメータが統計的に有意と判断できる。結果として種別 β^2 は棄却され、定数項 β^1 、動作回数 β^3 は有意となった。 β^3 は正の値であるため、動作回数が多いほど要調整発生期間は短くなる。これは一般的な物理メカニズムとも整合する。

加速パラメータ m は、その値と1との大小関係により対象設備の故障特性を分類できる。 m が1より大きい場合には使用期間が長いほど故障が生じやすくなる摩耗故障型、 m が1の場合には故障発生確率が時間的に変化しない偶発故障型、 m が1より小さい場合には使用開始直後に最も故障が発生しやすい初期故障型となる。推定結果から転てつ機のロック調整は初期不良型に分類される。これは検査記録の統計モデルによる分析により形式知化された知見であり、4.にて現場暗黙知との整合性を検証する。

図4に、異質性パラメータの推定結果の分布を示す。多くの転てつ機では、推定値が1.0付近に分布する一方で、1.5を上回る転てつ機も一定数存在し、比較的ばらつきが大きいことがわかる。とりわけ、異質性パラメータの5パーセンタイル値が1.0より大きい（異質性が有意に大きい）16台の転てつ機は、動作回数以外の要因で調整が多発していると考えられる。この知見も検査記録の統計モデルによる分析により形式知化された知見であり、4.にて現場暗黙知との整合性を検証する。

表1 各パラメータの推定結果

		期待値	5パーセンタイル値	95パーセンタイル値	有意性	採択
\hat{m}	加速パラメータ	0.814	0.783	0.843	-	○
$\hat{\beta}^1$	定数項	-4.771	-5.060	-4.490	○	○
$\hat{\beta}^2$	種別	-0.001	-0.128	0.124	×	×
$\hat{\beta}^3$	動作回数	0.554	0.349	0.793	○	○
$\hat{\phi}$	異質性の分散	7.875	6.165	9.781	-	○

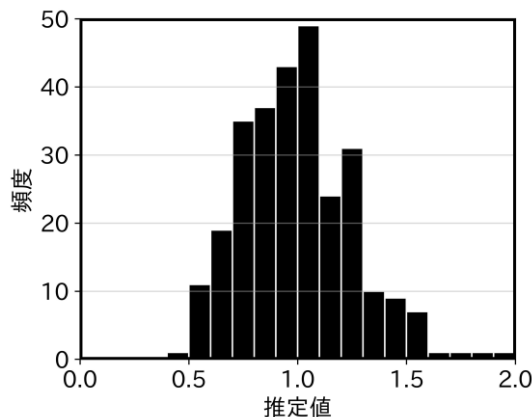


図4 異質性パラメータ推定結果

3.3 生存関数の推定結果

図5(a)に、特性変数として有意であった動作回数が最小（1回/日）、平均（43回/日）、最大（116回/日）の場合の転てつ機の生存関数を示す。なお、異質性パラメータは1.0とした。生存確率が0.5に低下

するまでの期間は、動作回数が少ない順に 222 日、136 日、112 日であり、いずれも 90 日を上回る。

図 5(b)に、推定した混合ワイブルハザードモデルのパラメータを用いて算出した転てつ機 280 台の生存関数をそれぞれ示す。図中の期待生存関数（赤太線）は動作回数を平均、異質性パラメータを 1.0 としたときの生存関数である。異質性パラメータにより転てつ機ごとのばらつきが表現されるが、このばらつきは特性変数のみの場合よりも顕著に大きい。これにより、生存確率が 0.5 に低下するまでの期間の最小は 54 日、最大は 399 日となっている。

90 日時点における転てつ機の生存確率の最小値は 0.35 である（調整発生確率は 0.65）。言い換えれば、これまでの保全検査で許容されてきた生存確率の下限値が 0.35 であり、調整発生確率（リスク）の上限値が 0.65 である。仮にこれまでの管理水準が許容されるならば、生存確率 0.35 を一つの管理水準の基準値として用いることができる。また、現状の検査周期 90 日間で生存確率 0.35 を上回る転てつ機については、検査時点における生存確率が 0.35 を下回らなければ管理水準を維持したままで検査周期を延伸できる。

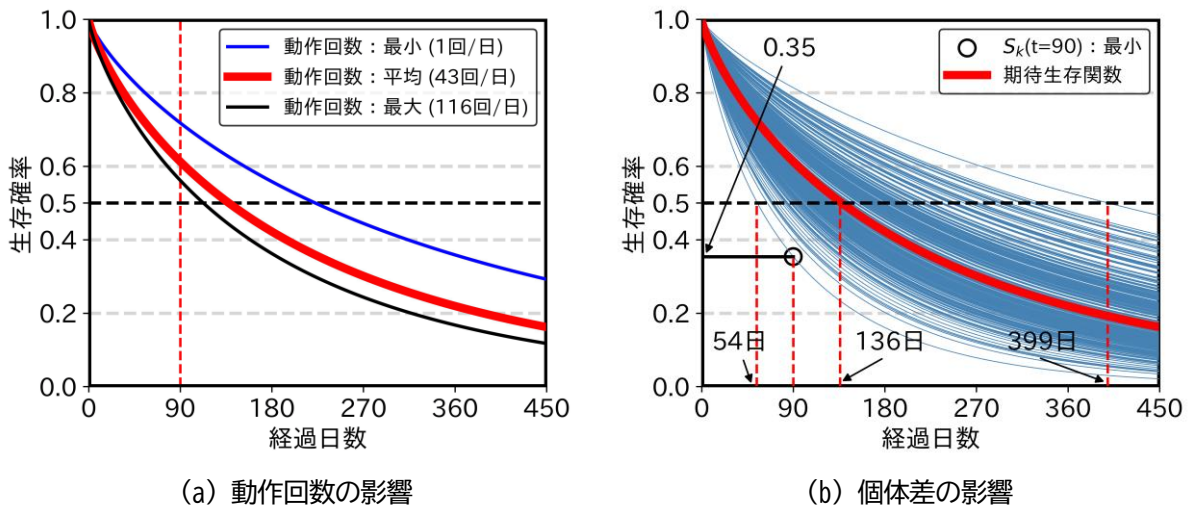


図 5 転てつ機ロック調整の生存関数

3.4 モデルの妥当性検証

転てつ機ごとの生存確率のばらつきが、検査記録における転てつ機ごとの調整頻度の違いを反映した結果あるか検証するために、要調整発生期間の期待値を式(7)により算出する。

$$E[T_k] = \int_0^{\infty} S_k(u) du = \frac{\Gamma\left(1 + \frac{1}{m}\right)}{\varepsilon_k \{\exp(x_k \beta')\}^{1/m}} \quad (7)$$

ここで、 Γ はガンマ関数である。式(7)にパラメータ推定値および特性値を代入して転てつ機ごとの値を算出した。なお、要調整発生期間の正解値はわからないため、転てつ機の使用開始時点から調整時点までの日数（以下、調整周期と表記）に対する MAE（Mean Absolute Error；平均絶対誤差）を式(8)から算出し、モデルの推定精度について定量的な評価を行った。

$$MAE = \frac{1}{K'} \sum_{k=1}^{K'} \left| E[T_k] - \frac{1}{N_k} \sum_{n=1}^{N_k} \bar{T}_{2,k,n} \right| \quad (8)$$

ここで、 K' は対象の転てつ機の総数、 $\bar{T}_{2,k,n}$ は転てつ機 k の n 回目の寿命サイクルにおける調整周期である。

図6に、各転てつ機の調整周期の平均値（実績値）に対する要調整発生期間の期待値（推定値）をプロットした結果を示す。なお、調整周期の平均値が90日以上360日未満の範囲で全体の半数以上の転てつ機が密集している。この範囲の転てつ機を対象に計算したMAEは37日であった。これらの転てつ機における予測誤差は検査周期90日の概ね半分以内に留まっており、良好な精度であると言える。図中には異質性パラメータの推定値が有意に大きい転てつ機16台を黒四角で示す。これらのMAEは22日であり、より高精度な予測ができていると言える。

以上の結果から、推定された混合ワイブルハザードモデルは概ね半数の転てつ機で調整発生が密集する範囲において、実測値を検査周期以下の精度で予測できることを明らかにした。とりわけ、異質性パラメータが有意に大きい転てつ機は、予測値が実績値と精度良く整合する傾向を示した。

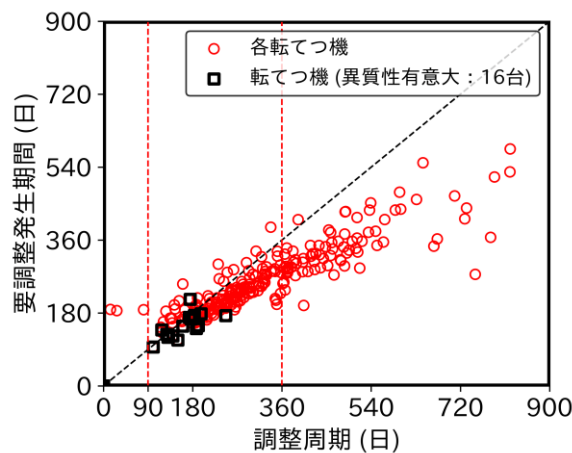


図6 転てつ機ロック調整の調整周期の平均値と要調整発生期間の期待値

4. 現場暗黙知の形式知化に関する考察

4.1 初期不良型に関する考察

加速パラメータの推定値は1.0よりも小さく、ロック調整は初期に発生しやすい特性であった。この傾向を含めた転てつ機の検査全般に関する現場暗黙知の把握を目的として、JR四国の現場技術者および元現場技術者102名を対象にアンケート（以下、技術者アンケート）を実施した。なお、回答の結果によって回答者に不利益が生じないことを技術者アンケートの案内と併せて通知している。

本研究ではロック調整をすると初期状態に戻ることを前提としており、調整直後は使用開始初期に相当する。そのため、ロック調整が初期に発生しやすいということは、調整が次の調整を誘発する傾向にあると解釈できる。このような解釈が現場暗黙知と一致するか確認するため、設問1でロック調整直後のロック狂い発生経験（失敗経験）を調査した。また、設問2でロックの調整要否判断におけるずれ量以外の考慮事項を調査し、失敗原因について考察した。

表2に、設問1の回答を集計した結果を示す。全体の7割を超える73人の技術者から失敗経験があるとの回答が得られ、失敗原因としてクセ・ガタの未考慮が30人、温度変化（気温・季節）の未考慮が19人からあげられた。このことから、過度な調整を行うことで逆に調整が必要な状態が誘発される傾向にあることが、少なくない現場技術者の間に暗黙知として存在し、この現場暗黙知が1.0よりも小さい加速パラメータとして形式知化されたと言える。表3に、設問2の回答を集計した結果を示す。75人の技術者から考慮

表2 ロック調整直後のロック狂い発生経験（失敗経験）

設問1	ロック調整直後にロック狂いが発生した経験はあるか(失敗経験の有無)。	
回答	ある	ない
割合	72%(73人)	28%(29人)
回答が【ある】の場合の理由(複数回答可)		
・温度変化(気温・季節) 25%(18人)		
・クセ・ガタ 41%(30人)		

表3 ロック調整要否判断におけるずれ量以外の考慮事項

設問2	ロック調整要否判断に際してずれ量以外に考慮していることはあるか。	
回答	ある	ない
割合	74%(75人)	26%(27人)
回答が【ある】の場合の理由(複数回答可)		
・温度変化(気温・季節) 71%(53人)		
・クセ・ガタ 29%(22人)		

事項があるとの回答が得られ、考慮事項として温度変化（気温・季節）が53人、クセ・ガタが22人からあげられた。これらの回答はロック調整を失敗した際に考慮しなかった要因と共通する。

以上の調査結果を踏まえると、転てつ機のロック調整では、鎖錠かんとロックピースの間のずれ量に加えて、温度変化（気温・季節）やクセ・ガタの影響を考慮した調査要否の判断が必要になる。この判断を誤って過度な調整を行うと調整直後に再度の調整が必要となり、結果として高い頻度で調整が実施されると考えられる。

4.2 高い異質性に関する考察

異質性パラメータの推定値が有意に大きく、動作回数以外の要因で調整頻度が高い転てつ機が16台存在していた。この傾向について現場暗黙知との整合性を確認するため、管轄する現場グループへヒアリングを行った。なお、ヒアリング先は電気系統であるが、調査結果には保線系統の検討結果も含まれる。

表4にヒアリング結果を示す。調査した16台の転てつ機のうち10台はクセが強くロック調整頻度が高いと認識されていたことから、異質性パラメータにより現場暗黙知が一定程度形式知化できていると言える。異質性パラメータには特性変数のみでは考慮できない影響因子が集約される。特性変数は電気系統の設備台帳データに基づいて設定していることから、現場でクセが強いと認識されている転てつ機は、電気系統の管理範囲外の要因により調整が多発している可能性が指摘できる。実際に、電気系統の立会のもと、保線系統が軌道状態を調査・対処したのちに調整が抑制された転てつ機が存在している。ヒアリングの結果、道床やレールの状態が悪化しているなど電気系統の管理範囲外（軌道由来）の要因が複数の転てつ機で確認された。なお、異質性パラメータは大きいものの、管轄現場においてロック調整頻度が高いと認識されていない転てつ機6台のうちT-8、T-11、T-15の3台は、特性変数として考慮した1日当たりの動作回数が他と比較して少ない。このため、調整頻度が他の転てつ機と同様であっても標準ハザード率が小さく、異質性パラメータが相対的に大きい値となった可能性がある。この場合、調整頻度は他の転てつ機と大きく変わらないため、管轄現場において特に意識されていない可能性がある。残りのT-3、T-14、T-16については毎回のよう調整が行われていることを元データから確認しているが、管轄現場ではロック調整

表4 異質性パラメータが有意に大きい転てつ機の現場認識

転てつ機 ID	異質性推定値	クセの強さの認識	動作回数/日	備考
T-1	1.91	有り	70	調整後のロック検知多発
T-2	1.87	有り	16	軌道要因により調整多発
T-3	1.65	無し	80	-
T-4	1.58	有り	48	軌道要因により調整多発
T-5	1.58	有り	62	ロック欠けあり
T-6	1.56	有り	26	ロック欠けあり
T-7	1.53	有り	101	調整後のロック検知多発
T-8	1.52	無し	8	-
T-9	1.51	有り	2	転換動作が重い
T-10	1.50	有り	45	調整後のロック検知多発
T-11	1.46	無し	16	
T-12	1.43	有り	11	軌道要因により調整多発
T-13	1.41	有り	45	軌道要因により調整多発
T-14	1.41	無し	48	-
T-15	1.40	無し	16	-
T-16	1.25	無し	50	-

頻度が高いと認識されていなかった。本調査では、これらの3台の転てつ機で調整が多発しているにもかかわらず、管轄現場で調整頻度が高いと認識されていなかった背景は解明できておらず、残された課題である。なお、以上のように現場暗黙知の形式知化だけでなく、形式知から新たな暗黙知（実務への気づき）を与えること、すなわち両者の差異を分析・考察すること自体が維持管理の持続的な効率化、および検査の質の向上において重要であると考えられる。

5. まとめ

本稿では、転てつ機の主要な検査項目であるロック調整について、検査記録から混合ワイブルハザードモデルを構築して要調整発生期間を推定した。そのうえで、統計モデルから解釈した調整発生特性と、現場暗黙知との整合性を、技術者アンケートと現場ヒアリングにより検証した。

混合ワイブルハザードモデルを推定した結果、転てつ機のロック調整は、加速パラメータが1.0より小さい初期不良型に分類されること、異質性として評価した特性変数で説明できない転てつ機個々のばらつきの影響が大きいこと、を明らかにした。この結果から調整発生特性を、過度なロック調整が次のロック調整を誘発する、電気系統の管理範囲外の要因で調整が多発する転てつ機が存在する、と解釈して形式知化した。

一方、技術者アンケートと現場技術者へのヒアリングの結果、74%の現場技術者が調整直後にロック狂いによる再調整を実施した経験を有していること、異質性の高い転てつ機16台のうち半数以上の10台が管轄現場においてクセが強いと認識されていること、を確認した。以上のように、統計モデルを通じて与えた解釈と現場暗黙知は一定程度整合しており、現場暗黙知の少なくない部分が検査記録から推定した統計モデルにより形式知化されていることを明らかにした。

以下に、今後の展望を述べる。

1点目は、抽出した現場暗黙知を反映した調整ルールの策定である。調整ルールの策定では、調整が次の調整を誘発するロックの特性を踏まえ、過剰な調整実施を抑制することが求められる。技術者アンケート

結果の分析を深度化し、過剰な調整を実施してしまう場合の現場技術者の技術的・心理的要因の特定、それを踏まえて不要な調整を抑制する調整および要否判断ルールの設定と効果の検証が必要となる。

2点目は、ロック調整の状況と他系統の設備状態との関連性分析である。今回の分析では、異質性が高い複数の転てつ機は軌道状態が原因である可能性が指摘された。軌道状態は保線系統で計測しているため、軌道状態が異質性に集約されているとする仮説が正しければ、軌道状態から直接的に転てつ機のクセやガタの強さを把握できる可能性も考えられる。これにより、転てつ機の保守を担当する電気系統で調整を繰り返し行う前に、保線系統による軌道状態の改善を講じることで不要な調整を抑制できる可能性がある。

謝 辞

本研究はデジタル技術を用いた設備等のメンテナンスに関する四国旅客鉄道株式会社・公益財団法人鉄道総合技術研究所による共同研究の一環として実施された。

文 献

- 1) 高橋和樹, 下木健児, 三崎友樹, 蝶野武志, 為広重行, 松岡弘大: 鉄道電気系設備の保守効率化のための実態調査と展望, 鉄道工学シンポジウム論文集, Vol.28, No.1, pp.136-143, 2024
- 2) 小林潔司, 田村敬一: 実践インフラ資産のアセットマネジメントの方法, 理工図書, 2015
- 3) 水谷大二郎: アセットマネジメント研究の最先端: 統計的劣化予測と維持管理施策最適化, 土木学会論文集 D3 (土木計画学), Vol.76, No.5, pp. I_1-I_19, 2021
- 4) 稲場亘, 松岡弘大, 為広重行, 福田光芳, 貝戸清之: 検査記録から推定した鉄道転てつ機の調整周期予測モデルと技術者暗黙知との整合性, 土木学会論文集, Vol.81, No.9, 論文 ID: 24-00301, 2025
- 5) 貝戸清之, 山本浩司, 小濱健吾, 岡田貢一, 小林潔司: ランダム比例ワイブル劣化ハザードモデル: 大規模情報システムへの適用, 土木学会論文集 F, Vol.64, No.2, pp. 115-129, 2008