

# DESENVOLVIMENTO DE MODELOS DE PREVISÃO DE IRREGULARIDADE ATRAVÉS DA ANÁLISE DE MEDIDAS REPETIDAS.

**Suyen Matsumura Nakahara**

Escola de Engenharia  
Universidade Federal do Rio Grande do Sul

**Linda Lee Ho**

Escola Politécnica  
Universidade de São Paulo

**José Tadeu Balbo**

Escola Politécnica  
Universidade de São Paulo

## RESUMO

O trabalho apresenta o desenvolvimento de modelos empíricos de irregularidade longitudinal usando resultados obtidos a partir de observações sistemáticas de pavimentos em serviço. Os dados analisados são observações resultantes do monitoramento de uma via urbana com elevado volume de tráfego pesado. Os modelos apresentados diferem dos tradicionais por considerar as correlações existentes entre as medições consecutivas. A Análise de Medidas Repetidas foi utilizada para o estudo estatístico que considera as correlações através de diferentes estruturas de covariância. Catorze modelos foram desenvolvidos e aplicados obtendo-se bons ajustes aos dados de campo. A consideração de diferentes estruturas de covariância mostrou-se eficaz melhorando as estimativas dos parâmetros envolvidos e diminuindo os seus erros padrões.

## ABSTRACT

Prediction models for flexible pavement roughness evolution are presented and discussed within this paper as a result of systematic monitoring of overlaid asphalt pavements in urban areas but serving to essentially high volume truck traffic. The models are distinguished from former ones due to its formulation on the basis in correlations between successive measurements. Repetitive Measurement Analysis statistical technique was employed using different covariance frames. Fourteen roughness evolution models were defined with good fitness to field data. The study shows the benefits of using different covariance frames to treat the data concerning best estimation of physical parameters and on the decrease of standard deviation values.

## 1. INTRODUÇÃO

O conhecimento da irregularidade de um pavimento qualquer a ser restaurado é um dos fatores determinantes de alternativa de projeto mais adequada para este pavimento. Aplicando-se um modelo de previsão de evolução da irregularidade longitudinal do pavimento em uma determinada data, pode-se estimar a qualidade de rolamento deste pavimento no futuro e novas necessidades de restauração (Bottura, 1998).

É fundamental importância discernir o conceito de irregularidade longitudinal. Haas e Hudson (1978) referem-se a irregularidade como “a distorção da superfície do pavimento o qual contribui para um rolamento indesejável ou desconfortável”.

O aumento da irregularidade com o tempo depende da qualidade da estrutura (espessuras das camadas e materiais utilizados), das solicitações do tráfego (deformações plásticas) e dos fatores ambientais (chuvas e temperaturas). Desde 1962, com os estudos da *AASHO Road Test*, existe uma conscientização da importância de quantificar a irregularidade superficial dos pavimentos. Houve um avanço no estudo da gênese do defeito, das suas características e das prováveis causas, e de como ele interfere nos custos aos usuários. O controle da irregularidade longitudinal deve ser monitorado desde as primeiras etapas da construção dos pavimentos, e o desempenho destes pode ser quantificado através do seu monitoramento e estudo.

Com o aumento das magnitudes e repetições das cargas e com o acréscimo da pressão dos pneus, os problemas relacionados a irregularidade longitudinal tornam-se cada vez mais severos nas vias pavimentadas (Haas *et al.*, 1994). Várias pesquisas têm sido conduzidas durante os últimos anos para o desenvolvimento de modelos de previsão de irregularidade. A importância de todos estes estudos foi mostrar que os modelos tradicionais existentes retratam os impactos dos vários tipos de defeitos e das atividades de manutenção na progressão da irregularidade longitudinal (ou nos índices de conforto de rolamento). Muitos destes modelos trataram somente com subconjuntos destes defeitos, resultando em modelos incompletos devido às limitações da base de dados, da forma empregada ou do método usado; enquanto que outros modelos tentaram incorporar todos os fatores, individualmente ou interagindo entre si, resultando em modelos bastante complexos para certas aplicações rodoviárias. Apesar da grande quantidade de modelos de previsão disponíveis, alguns são de aplicabilidade limitada e sofrem de erros estatísticos ou foram estimados por métodos inadequados (Prozzi, 2001).

Outra fonte de erros deve-se ao uso de formas de equações clássicas, muitas vezes não aplicáveis. Geralmente são equações desenvolvidas sem representar o processo físico da deterioração, e embora o processo seja complexo, a equação deveria no mínimo simulá-lo. Não existe um mecanismo principal que possa ser atribuído à perda de irregularidade do pavimento, ou seja, os diferentes defeitos combinados contribuem para a perda de irregularidade. A significância de cada defeito pode também variar, dependendo da sua severidade. Além dos defeitos, algumas características relacionadas ao projeto e às condições locais, afetaram a irregularidade.

A proposta deste trabalho é apresentar modelos empíricos de irregularidade longitudinal usando dados de seções de reforços de pavimentos em serviço através de uma análise que considere a dependência entre as medições sucessivas realizadas sobre uma mesma unidade experimental (seção) – Análise de Medidas Repetidas. Um modelo linear generalizado foi proposto inicialmente e através do método dos mínimos quadrados estimou-se os parâmetros relevantes para representar os modelos de previsão com um conjunto de mais de 300 observações de irregularidade.

## **2. DADOS EXPERIMENTAIS**

A fonte de dados usados neste estudo provê do monitoramento de uma avenida inserida na cidade de São Paulo construída nos anos 70 com padrões de resistência e geometria inapropriados para o tráfego atuante da época. Na avenida em questão, a sobreposição de fluxos de características tipicamente rodoviárias (cerca de 20 mil caminhões/dia em ambos os sentidos, muito acima do volume de 5 mil veículos/dia empregados em seu projeto original) e de fluxo do tráfego urbano, ocorre exaustivamente, sendo um dos fatores predominantes de agravamento de trânsito local. Ao longo de quatro décadas de intenso emprego da via pelo tráfego, as bases construídas originalmente com materiais granulares, em especial macadames, se deterioraram exageradamente (Nakahara, 2005).

Em 2002, o projeto de restauração envolveu a definição dos materiais e das espessuras das camadas necessárias para o tráfego solicitante da avenida, em função das condições do subleito encontradas. Através do critério da deformabilidade foi elaborado o dimensionamento dos reforços dos pavimentos. Os pavimentos da avenida foram fresados em profundidades de 50 a 220 mm e reforçados com a mesma espessura de fresagem,

empregando-se mistura asfáltica densa (concreto asfáltico usinado a quente). Foram escolhidas 24 seções em ambos os sentidos na avenida (faixa da direita e central direita) para serem avaliadas. Cada seção apresenta 100 m de extensão e aproximadamente de 3,7 m de largura.

O acompanhamento da irregularidade nas seções foi realizado antes (no ano de 2002) e após a restauração (entre os anos de 2002 e 2005), em intervalos de dois a cinco meses totalizando 12 medições sobre cada seção. Estes levantamentos foram realizados com emprego de um medidor do tipo resposta, o *Bump Integrator*. Para cada velocidade empregada usou-se a equação de calibração correspondente para transformar as leituras registradas no índice Quociente de Irregularidade (QI) e posteriormente em Índice de Rugosidade Internacional (IRI), através do modelo proposto por Paterson (1987).

As avaliações estruturais, antes e após a restauração, foram determinadas a partir das deflexões medidas com o *Falling Weight Deflectometer* (FWD), sendo posteriormente transformadas em Número Estrutural Corrigido (SNC) através do modelo desenvolvido por Pitta (1998).

### **3. ESPECIFICAÇÃO DA ANÁLISE DE MEDIDAS REPETIDAS**

Quando em um experimento se faz várias medições de uma mesma característica, ou de um conjunto de características, sobre a mesma unidade experimental em mais de uma ocasião, os dados coletados sob estas condições podem ser reportados através da Análise de Medidas Repetidas (Khattree e Naik, 1999).

Segundo Lindsey (1993), medidas repetidas são observações de uma mesma característica feitas várias vezes. O que distingue tais observações dos dados mais tradicionais é que a mesma variável é medida na mesma unidade observacional mais de uma vez e as respostas não são independentes como os de análise de regressão tradicional; e mais de uma unidade observacional é envolvida. A principal razão para se fazer uso desta análise é pelo fato de que geralmente existem variabilidades entre as medições.

As unidades experimentais podem representar seções de pavimentos. As medidas sobre uma unidade experimental são valores registrados de uma variável, no caso a irregularidade longitudinal, feita em diferentes tempos. Segundo a classificação apresentada por Diggle *et al.* (1994), os dados analisados neste trabalho são do Tipo IV, ou seja, o conjunto de dados é não balanceado em relação ao tempo, e as técnicas clássicas existentes de análise podem não ser eficientes.

O fato das medidas de irregularidade ser obtidas sobre uma mesma seção (unidade experimental) implica, em geral, a existência de correlações entre elas, o que nem sempre é levado em consideração nas análises usuais. A análise estatística adequada deve ser considerada, então, levando-se em conta esta possível correlação entre as medições, o que corresponde a uma estrutura de covariância diferente da usual.

A análise estatística proposta visa estudar a relação entre a variável dependente e uma ou mais variáveis independentes. No entanto, espera-se que as medidas obtidas sobre uma mesma seção sejam correlacionadas e que apenas as medidas feitas em diferentes seções sejam

independentes. Conseqüentemente, os modelos estatísticos apropriados para tais situações são mais complexos.

Um modelo pode ser escrito na forma linear generalizada. A hipótese para uma regressão linear é que o erro aleatório do modelo linear,  $\varepsilon$ , tenha distribuição normal com média igual a 0 e a variância igual a  $\sigma^2$ , ou seja:

$$\varepsilon_i \sim N(\mathbf{0}, \Sigma_i) \quad \text{onde} \quad \Sigma_i = \sigma^2 \mathbf{I} \quad (1)$$

A natureza de Análise de Medidas Repetidas associada às possíveis correlações entre os sucessivos valores de irregularidade sobre uma mesma seção pode ser incorporada no modelo linear através da consideração de outras estruturas de covariância, ou seja:

$$\mathbf{Var}(\varepsilon_i) = \mathbf{Var}(y_i) = \Sigma_i(\theta) \quad (2)$$

Assumindo-se  $\varepsilon_i$  independente, com distribuição  $N(0, \Sigma_i)$ , sendo que  $\Sigma_i$  depende de um vetor de  $q$  parâmetros desconhecidos e  $\theta$  variando independentemente dos parâmetros  $\beta$ .

Uma das etapas de modelar através da Análise de Medidas Repetidas é a própria modelagem da matriz de covariâncias entre as seções  $\Sigma_i$  como função do vetor ( $q \times 1$ ) de parâmetros  $\theta$ . Ainda que o interesse principal esteja nos parâmetros de regressão  $\beta$ , podem-se melhorar consideravelmente suas estimativas, isto é, diminuir seus erros padrão, modelando-se a matriz de covariâncias entre as unidades experimentais. Existem vários tipos de matriz de covariância desde a mais simples e usual (estrutura de covariância simétrica) até estruturas mais complexas como as não-estruturadas, as de correlação exponencial, auto-regressivas de ordem 1, médias móveis e efeitos aleatórios. A escolha do tipo de matriz de covariância depende do tipo de relação imposta entre as variâncias e covariâncias entre os elementos da unidade experimental.

#### 4. DESENVOLVIMENTO DOS MODELOS DE DESEMPENHO

Numa etapa inicial, selecionou-se um conjunto de modelos para prever a irregularidade longitudinal das seções monitoradas. Esta análise permitiu identificar os fatores e as interações mais relevantes e coerentes, e estimar os parâmetros utilizando o método dos mínimos quadrados para representar os modelos de previsão de desempenho.

Os resíduos dos modelos (diferença entre observação real e valor ajustado) desempenharam um importante papel no julgamento da adequação. A análise dos resíduos permitiu a verificação da suposição de que os erros foram distribuídos de forma aproximadamente normal e com variância constante. Foram usados valores de resíduos padronizados no intervalo  $[-2, +2]$  para identificar os valores fora do intervalo (*outlier*).

As variáveis independentes consideradas foram as seguintes: a) espessura do reforço; b) deflexão após recapeamento; c) resistência do pavimento após recapeamento; d) geometria; e) tipo de solo do subleito; f) tráfego médio diário; g) irregularidade longitudinal antes da restauração e h) idade desde a restauração. Evitaram-se selecionar em um mesmo modelo, variáveis consideradas colineares (por exemplo, a idade e tráfego atuante). Na Tabela 1 apresenta a notação e a definição das variáveis utilizadas. Algumas foram categorizadas, de modo a abranger uma ampla faixa de condições existentes na avenida. O modelo linear generalizado proposto foi o seguinte:

$$\mathbf{Y}_n = \mathbf{X}_{ik} \beta_i + \mathbf{W}_j \gamma_j + \varepsilon \quad (3)$$

onde,  $\mathbf{Y}_n$  : vetor de variáveis respostas de interesse com  $n = 1, \dots, 3$ ;  $\mathbf{X}_{ik}$  : vetor de covariáveis com  $i = 1, \dots, 8$  e  $k = 1, \dots, 26$  (Tabela 2);  $\mathbf{W}_j$  : vetor de variáveis categóricas (variáveis *dummy*) com  $j = 1, \dots, 4$ ;  $\beta_i, \gamma_j$  : vetores de parâmetros desconhecidos com  $i = 1, \dots, 8$  e  $j = 1, \dots, 4$ ;  $\boldsymbol{\varepsilon}$  : vetor de erros aleatórios. Assumem-se, inicialmente,  $\boldsymbol{\varepsilon}$  independentes e com distribuição normal,  $\boldsymbol{\varepsilon} \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma})$ , sendo  $\boldsymbol{\Sigma}$  uma matriz simétrica positiva definida.

**Tabela 1:** Definição das variáveis utilizadas na análise de irregularidade.

Variável	Definição
IRI	Irregularidade longitudinal (m/km)
IRI <sub>antes</sub>	Irregularidade longitudinal antes da restauração (m/km)
dIRI	Acréscimo na irregularidade em relação ao IRI inicial (%)
$\Delta$ IRI	Decréscimo da irregularidade devido a restauração (em m/km)
%Trinca	Porcentagem de área de trincamento (%)
$h_{ref}$	Espessura da camada de reforço (cm)
D	Deflexão após recapeamento medida pelo FWD (x 0,01 mm)
SNC	Número estrutural corrigido
N	Número de repetições equivalentes ao eixo padrão de 80 kN, segundo critério USACE
idade	Idade do pavimento desde a restauração (anos)
REF	Variável categórica $\mathbf{W}_1$ relacionada a espessura do reforço
GV	Variável categórica $\mathbf{W}_2$ relacionada a geometria vertical
solo	Variável categórica $\mathbf{W}_3$ relacionada ao tipo de solo do subleito
TR	Variável categórica $\mathbf{W}_4$ relacionada a presença ou ausência de trincamento

**Tabela 2:** Conjunto de covariáveis numéricas testadas nos modelos.

$\mathbf{Y}_n$	$\mathbf{X}_{ik}$							
	i = 1	i = 2	i = 3	i = 4	i = 5	i = 6	i = 7	i = 8
IRI	IRI <sub>ante</sub>	$h_{ref}$	N	D.N	idade	%Trinca	D	SNC
dIRI	ln IRI		ln N	D. ln N	exp (idade)		D <sup>-1</sup>	(1+SNC) <sup>-1</sup>
$\Delta$ IRI			log N	(D.ln N) <sup>2</sup>				(1+SNC) <sup>-2</sup>
			(ln N) <sup>2</sup>	(D.ln N) <sup>3</sup>				(1+SNC) <sup>-3</sup>
				N/SNC				(1+SNC) <sup>-4</sup>
				ln N/SNC				(1+SNC) <sup>-5</sup>
				(ln N/SNC) <sup>2</sup>				SNC <sup>-1</sup>

O conjunto do vetor de covariáveis  $\mathbf{X}_{ik}$  inclui:  $\mathbf{X}_{1k}$  (covariável relacionada à irregularidade longitudinal);  $\mathbf{X}_{2k}$  (covariável relacionada à espessura do reforço);  $\mathbf{X}_{3k}$  (covariável relacionada ao tráfego);  $\mathbf{X}_{4k}$  (covariável relacionada à interação entre deflexão, tráfego e número estrutural);  $\mathbf{X}_{5k}$  (covariável relacionada à idade);  $\mathbf{X}_{6k}$  (covariável relacionada à porcentagem de área de trincamento);  $\mathbf{X}_{7k}$  (covariável relacionada à deflexão);  $\mathbf{X}_{8k}$  (covariável relacionada ao número estrutural). Para verificar o ajuste da Equação (3), foram testadas as seguintes hipóteses nulas:

$$H_0 : \beta_i = 0$$

$$H_0 : \gamma_j = 0$$

Alguns componentes estruturais foram adaptados a partir dos modelos desenvolvidos no Brasil (Queiroz, 1981). No total, testaram-se 398 combinações para modelar a evolução da irregularidade. Após uma seleção preliminar dos modelos reduzidos ( $H_0$  é rejeitado), onde todos os coeficientes foram significativos, teve-se o cuidado de verificar se as formas das equações respeitavam as condições limites ou os princípios físicos que governam a deterioração dos pavimentos. Das equações que se encontravam nessas condições, e somente nessas situações, foram selecionadas algumas baseadas em medidas estatísticas, como o coeficiente de determinação  $> 0,3$  ( $R^2 > 30\%$ ), e na análise de resíduos padronizados. Visto

que as várias medições de irregularidade foram feitas sempre sobre as mesmas seções implica na existência de correlações entre as medições. A análise estatística foi realizada levando-se em conta esta possível correlação existente entre as medições, o que corresponde a uma estrutura de covariância diferente da simétrica (CS). Assim, testou-se a estrutura de covariância auto-regressiva de ordem 1 (AR1), onde a covariância de um levantamento de irregularidade em relação ao anterior vai decrescendo entre os intervalos de observações e as condições de avaliação são equidistantes, para um levantamento de campo avaliada em T tempos, onde  $\rho = \text{corr}(y_t, y_{t-i})$  e  $\sigma^2$  é a variância, ou seja:

$$\Sigma(\mathbf{Y}_n) = \sigma^2 \begin{pmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \dots & \rho^{|T-1|} \\ \rho & 1 & \rho & \dots & \rho^{|T-2|} \\ \rho^2 & \rho & 1 & \dots & \rho^{|T-3|} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho^{|T-1|} & \rho^{|T-2|} & \rho^{|T-3|} & \dots & 1 \end{pmatrix} \quad (4)$$

A estrutura é razoável quando a influência do passado mais próximo é maior que a influência mais distante, o que não é preconizada pela estrutura usual simétrica.

Ambas as estruturas de covariância foram testadas utilizando-se o procedimento PROC MIXED no programa estatístico SAS Versão 9 ([www.SAS.com](http://www.SAS.com)) que lida com os efeitos aleatórios e permite utilizar uma infinidade de arranjos de estruturas de covariância. A seleção final foi apreciada segundo uma sugestão apresentada por Khattree e Naik (1999): a estrutura que apresentar os maiores valores dos índices AIC (*Akaike's Information Criterion*) e BIC (*Schwarz's Bayesian Criterion*) é a estrutura mais adequada para o conjunto de dados analisado. Ambos os índices são fornecidos pelo programa. Assim, os modelos finais considerados foram os que respeitaram devidamente a estrutura de covariância existente entre os dados medidos.

No modelo para prever o decréscimo da irregularidade longitudinal devido à restauração ( $\Delta IRI$ ), o teste de hipótese mostrou que as variáveis independentes relevantes foram a espessura do reforço ( $h_{ref}$ ) e irregularidade longitudinal antes da restauração ( $IRI_{antes}$ ). O modelo reduzido após a triagem é da seguinte forma ( $R^2 = 90,4\%$ ):

$$\Delta IRI = -2,383 + 0,102 * h_{ref} + 0,862 * IRI_{antes} \quad (5)$$

O modelo ajustou-se bem aos dados observados em campo. Quando comparado com outros modelos existentes na literatura (Queiroz, 1981; Learch *et al.*, 2002), as previsões foram bastante similares.

Na previsão da evolução da irregularidade longitudinal, os testes de hipóteses resultaram em 13 modelos. A Tabela 3 apresenta as estimativas dos parâmetros dos modelos determinados através do método dos mínimos quadrados, e a Tabela 4 apresenta as estimativas dos parâmetros dos mesmos modelos, porém, considerando as duas estruturas de covariância, simétrica (CS) e auto-regressiva de ordem 1 (AR1), resultantes do programa estatístico SAS.

Os modelos apresentaram coeficientes de determinação entre 31,9 a 54,3%. Para todos os modelos, a irregularidade aumentou com a idade ou o tráfego e diminuiu com o aumento da capacidade estrutural, sendo que em muitos, o efeito do tráfego foi maior que o efeito do número estrutural. A variável categórica GV não foi relevante nos modelos apresentados.



**Tabela 3:** Estimativa dos parâmetros dos modelos de evolução irregularidade longitudinal.

Modelo		R <sup>2</sup>	Parâmetro	Estimativa	DP	Vapor-p
I	$\frac{1}{IRI} = a + b REF - c \frac{1}{D} - d N$	40,2	a	0,488	0,013	0,000
			b	0,024	0,005	0,000
			c	0,008	0,003	0,020
			d	2,8E-09	0,3E-09	0,000
II	$\frac{1}{IRI} = a + b REF - c \left(\frac{\ln N}{SNC}\right)^2 - d N$	39,9	a	0,477	0,010	0,000
			b	0,024	0,005	0,000
			c	0,000002	0,000001	0,000
			d	2,7E-09	0,3E-09	0,000
III	$\frac{1}{IRI} = a + b REF - c (DN) - d \ln N$	31,9	a	0,836	0,088	0,000
			b	0,027	0,005	0,000
			c	1,8E-09	0,9E-09	0,042
			d	0,025	0,006	0,000
IV	$\frac{1}{IRI} = -a + b REF - c \frac{1}{D} + d \ln N - e (\ln N)^2$	39,6	a	2,044	0,684	0,000
			b	0,023	0,005	0,000
			c	0,00777	0,00350	0,028
			d	0,353	0,088	0,000
			e	0,01228	0,00279	0,000
V	$\frac{1}{IRI} = a + b REF - c \frac{N}{SNC} - d (\ln N)^2$	33,8	a	0,615	0,049	0,000
			b	0,028	0,005	0,000
			c	5,6E-09	2,3E-09	0,016
			d	0,00069	0,00021	0,001
VI	$\sqrt{dIRI} = a - b REF - c \frac{1}{D} + d N$	36,0	a	2,941	0,555	0,000
			b	0,859	0,223	0,000
			c	0,504	0,152	0,001
			d	11,07E-08	13,3E-09	0,000
VII	$\sqrt{dIRI} = a - b REF - c \frac{1}{D} - d \ln N + e (\ln N)^2$	36,5	a	131,630	56,330	0,000
			b	0,824	0,225	0,000
			c	0,533	0,154	0,001
			d	17,516	6,891	0,012
			e	0,596	0,210	0,005
VIII	$\sqrt{dIRI} = a - b REF + c TR + d \frac{N}{SNC}$	35,7	a	2,129	0,528	0,000
			b	0,865	0,298	0,000
			c	0,822	0,328	0,014
			d	36,47E-08	9,27E-08	0,000
IX	$\ln dIRI = a - b REF - c \frac{1}{D} + d N$	38,0	a	1,656	0,275	0,000
			b	0,363	0,112	0,002
			c	0,206	0,076	0,008
			d	5,80E-08	6,6E-09	0,000
X	$\ln dIRI = a - b REF + c TR + d \frac{N}{SNC}$	41,3	a	1,588	0,216	0,000
			b	0,365	0,122	0,004
			c	0,391	0,135	0,005
			d	16,6E-08	3,78E-08	0,000
XI	$\ln IRI = a - b h_{ref} - c \frac{1}{SNC} + d \exp(idade)$	54,1	a	0,882	0,041	0,000
			b	0,004	0,002	0,000
			c	0,372	0,197	0,061
			d	0,0026	0,002	0,000
XII	$\frac{1}{IRI} = a + b REF + c D - d \exp(idade)$	54,3	a	0,437	0,011	0,000
			b	0,008	0,004	0,070
			c	0,00058	0,00022	0,008
			d	0,00902	0,00069	0,000
XIII	$\ln dIRI = a + b REF + c D + d idade$	50,1	a	0,086	0,280	0,000
			b	0,158	0,088	0,076
			c	0,00933	0,00454	0,042
			d	1,176	0,104	0,000



**Tabela 4:** Estimativa dos parâmetros considerando diferentes estruturas de covariância.

Modelo	Estrutura de covariância							
	CS				AR1			
	Parâmetro	Estimativa	DP	Valor-p	Parâmetro	Estimativa	DP	Valor-p
I	a	0,510	0,014	0,000	a	0,507	0,016	0,000
	b	0,063	0,019	0,002	b	0,066	0,018	0,001
	c	-	-	-	c	-	-	-
	d	3,3E-09	2E-10	0,000	d	3,7E-09	4E-10	0,000
II	a	0,510	0,014	0,000	a	0,507	0,016	0,000
	b	0,064	0,019	0,003	b	0,066	0,018	0,001
	c	-	-	-	c	-	-	-
	d	3,3E-09	2E-10	0,000	d	3,7E-09	4E-10	0,000
III	a	0,685	0,079	0,000	a	0,497	0,028	0,000
	b	0,076	0,026	0,011	b	0,086	0,031	0,014
	c	5,7E-09	9E-10	0,000	c	7,8E-09	1,2E-09	0,000
	d	0,012	0,005	0,020	d	-	-	-
IV	a	2,381	0,409	0,000	a	2,359	0,532	0,000
	b	0,063	0,018	0,003	b	0,062	0,018	0,002
	c	-	-	-	c	-	-	-
	d	0,404	0,053	0,000	d	0,401	0,072	0,000
	e	0,01403	0,00168	0,000	e	0,01402	0,00238	0,000
V	a	0,512	0,021	0,000	a	0,505	0,026	0,000
	b	0,080	0,025	0,007	b	0,085	0,028	0,009
	c	1,59E-08	1,2E-09	0,000	c	1,73E-08	2,4E-09	0,000
	d	-	-	-	d	-	-	-
VI	a	-	-	-	a	-	-	-
	b	1	var	var	b	1	var	var
	c	-	-	-	c	-	-	-
	d	12,47E-08	9,3E-09	0,000	d	13,94E-08	159E-08	0,000
VII	a	-	-	-	a	-	-	-
	b	1	var	var	b	1	var	var
	c	0,550	0,282	0,073	c	0,579	0,305	0,080
	d	13,999	6,757	0,041	d	22,151	9,243	0,018
	e	0,504	0,204	0,015	e	0,757	0,283	0,009
VIII	a	-	-	-	a	-	-	-
	b	1	var	var	b	1	var	var
	c	1,059	0,548	0,079	c	-	-	-
	d	4,9E-07	8E-08	0,000	d	68,04E-08	9,66E-08	0,000
IX	a	0,941	0,197	0,000	a	0,988	0,217	0,000
	b	-	-	-	b	-	-	-
	c	-	-	-	c	-	-	-
	d	6,2E-08	5E-09	0,000	d	6,01E-08	7,3E-09	0,000
X	a	-	-	-	a	-	-	-
	b	1	var	var	b	1	var	var
	c	0,804	0,253	0,170	c	0,886	0,301	0,013
	d	21,06E-08	3,87E-08	0,009	d	21,55E-08	5E-08	0,000
XI	a	0,7374	0,025	0,000	a	0,701	0,030	0,000
	b	-	-	-	b	-	-	-
	c	-	-	-	c	-	-	-
	d	0,02615	0,001	0,000	d	0,033	0,002	0,000
XII	a	0,486	0,012	0,000	a	0,482	0,010	0,000
	b	0,031	0,017	0,075	b	-	-	-
	c	-	-	-	c	-	-	-
	d	0,00929	0,0004	0,000	d	0,012	0,0007	0,000
XIII	a	-	-	-	a	-	-	-
	b	1	var	var	b	1	var	var
	c	-	-	-	c	-	-	-
	d	1,107	0,072	0,000	d	1,189	0,107	0,000

A variável categórica REF nos modelos da Tabela 4 (parâmetro  $b$ ) assumiu valores em função da significância da constante (parâmetro  $a$ ) do modelo, ou seja:

- Para  $a \neq 0$ : se  $h_{ref} < 10$  cm, REF = -1; se não, REF = 0.
- Para  $a = 0$ :
  - Modelo VI (CS) se  $h_{ref} < 10$  cm, REF = -1,597; se não, REF = -0,510;
  - Modelo VI (AR1) se  $h_{ref} < 10$  cm, REF = -1,521; se não, REF = -0,440;
  - Modelo VII (CS) se  $h_{ref} < 10$  cm, REF = -99,331; se não, REF = -97,487;
  - Modelo VII (AR1) se  $h_{ref} < 10$  cm, REF = -165,180; se não, REF = -163,460;
  - Modelo VIII (CS) se  $h_{ref} < 10$  cm, REF = -1,930; se não, REF = -0,075;
  - Modelo VIII (AR1) se  $h_{ref} < 10$  cm, REF = -2,021; se não, REF = -0,145;
  - Modelo X (CS) se  $h_{ref} < 10$  cm, REF = -1,238; se não, REF = -0,513;
  - Modelo X (AR1) se  $h_{ref} < 10$  cm, REF = -1,102; se não, REF = -0,505;
  - Modelo XIII (CS) se  $h_{ref} < 10$  cm, REF = 0,378; se não, REF = 0,698;
  - Modelo XIII (AR1) se  $h_{ref} < 10$  cm, REF = 0,2106; se não, REF = 0,619.

A variável categórica TR assumiu os seguintes valores: se área superficial encontra-se sem trincamento (% Trinca = 0), TR = 0; se não (% Trinca  $\neq$  0), TR = +1.

A consideração de diferentes estruturas de covariância foi importante da previsão de irregularidade. Por exemplo, comparando-se o Modelo VI reduzido (Tabela 3) e os de diferentes estruturas de covariância (Tabela 4), para uma seção com espessura de reforço de 15 cm, as irregularidades previstas por estes últimos foram, na média, 7% inferiores em relação as previstas pelo modelo reduzido, e essa diferença aumenta com o tráfego. Nos exemplos estudados, as considerações das correlações entre as medições resultaram modelos menos conservadores.

Após confrontar a previsão de irregularidade de cada modelo com os dados medidos em campo, e considerando a covariância  $cov(y_i, y_j) \neq 0$ , cinco modelos ajustaram-se bem aos dados – Modelos III, V, VIII e X, que relacionam a irregularidade com o tráfego, e o Modelo XII, que relaciona a irregularidade com a idade da restauração.

As estimativas dos parâmetros dos Modelos I e II foram bastante similares, porém, as previsões de ambos não foram sensíveis ao aumento acelerado da irregularidade que ocorre em algumas seções. Os Modelos IV e VI, onde a espessura de reforço e o tráfego foram relevantes, e o Modelo VII, onde a deflexão, espessura de reforço e tráfego foram relevantes, apresentaram previsões similares. Em uma simulação onde os dados de entrada foram os mesmos para os três modelos, o Modelo VI manteve-se sempre menos conservador (Figura 1). Os Modelos IV e VII chegaram a prever decréscimos nos valores da irregularidade com o tráfego, o que não condiz os princípios físicos que governam a deterioração dos pavimentos.

As previsões feitas pelos cinco modelos finais utilizando dois tipos de estruturas de covariância foram bastante similares. No entanto, usando o critério de Khattree e Naik (1999), a estrutura escolhida para os Modelos III, V, VIII e X foi auto-regressiva de ordem 1 (AR1) e para o Modelo XII, a estrutura simétrica (CS). A Figura 2 apresenta um exemplo de comparação entre as irregularidades previstas pelo Modelo III e as observadas em todas as seções monitoradas. Todos os modelos selecionados foram sensíveis ao aumento mais acelerado da irregularidade que ocorreu no tráfego próximo a  $2 \times 10^7$  eixos-padrão/dia, ou seja,

os resultados indicam que os modelos foram válidos na previsão de irregularidade longitudinal nas seções analisadas.

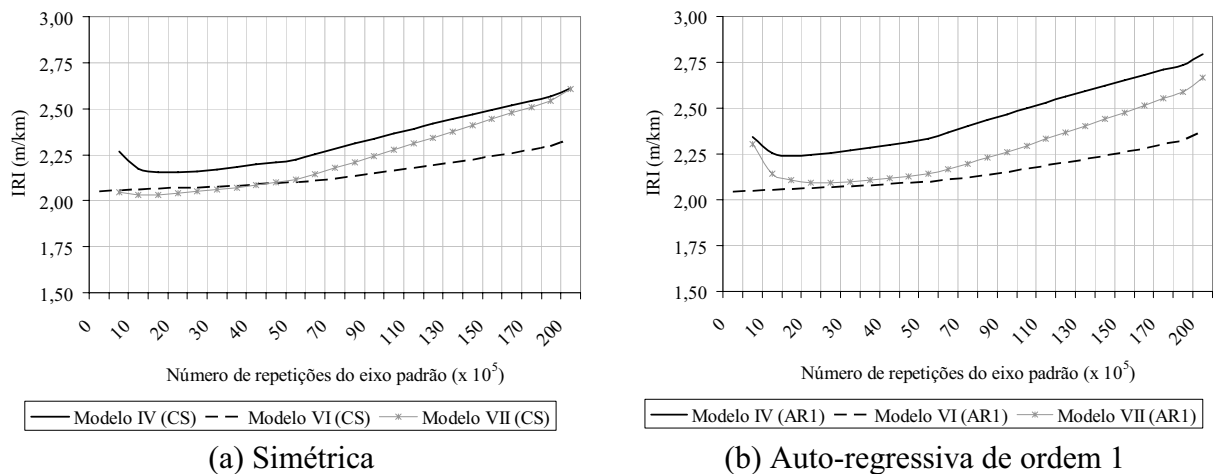


Figura 1 – Comparação entre as previsões de irregularidade dos Modelos IV, VI e VII.

A Figura 3 mostra uma simulação com os modelos selecionados para duas espessuras de reforço, de 5 e de 15 cm. Com exceção do Modelo III, para valores elevados de N, os modelos prevêem um aumento mais acelerado na irregularidade longitudinal. Para as duas espessuras testadas, o Modelo X foi mais conservador.

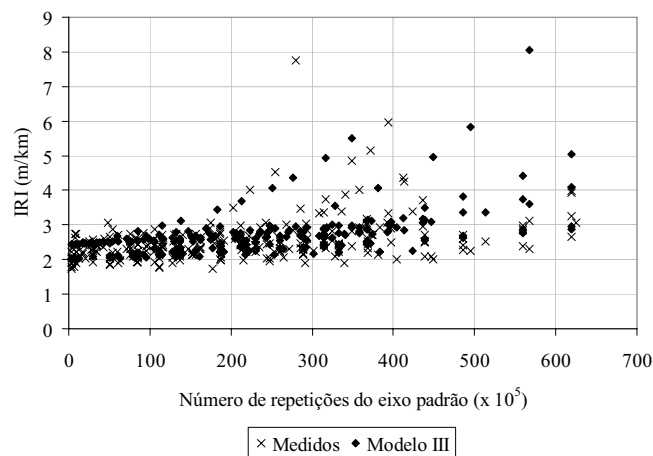
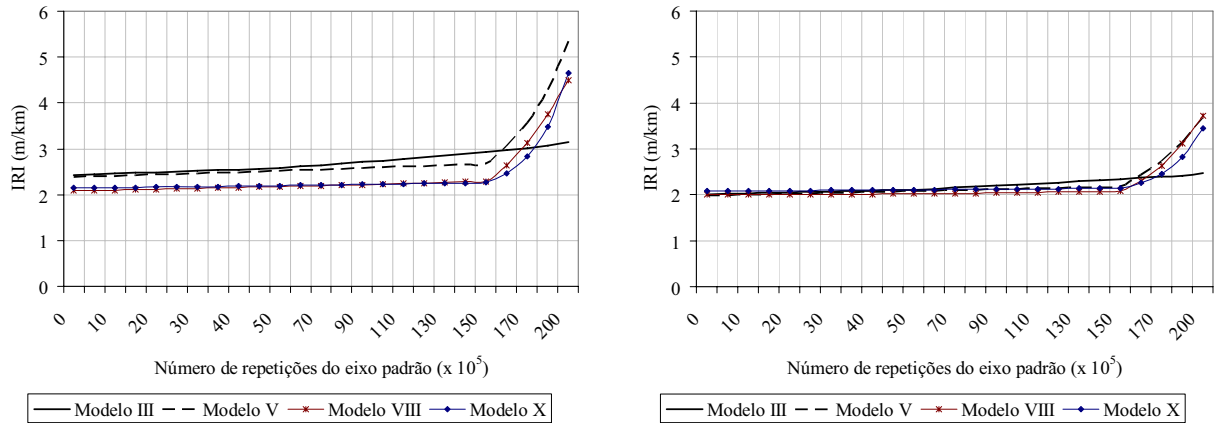


Figura 2 – Valores de irregularidade previstos pelo Modelo III e observados

Como o parâmetro SNC foi calculado através da deflexão (Pitta, 2002) as previsões realizadas pelos Modelos III e V foram similares. Nos Modelos VIII e X, a variável resposta é o acréscimo da irregularidade em relação ao IRI inicial, ou seja, o desempenho futuro quanto a irregularidade depende das condições imediatamente após a restauração do pavimento, como mostra a Figura 4 – quanto mais irregular a superfície após a restauração, mais rápido o pavimento perderá as suas condições de conforto.

A variável categórica TR que indica a presença ou não de trincamento superficial foi relevante no Modelo X. O modelo foi baseado no trincamento observado em campo independente do tipo e severidade do defeito. A consideração ou não do trincamento

superficial produziu tendências diferentes, como se observa na Figura 5. A irregularidade longitudinal apresentou um aumento mais acelerado em pavimentos com trincamento superficial.



(a) Espessura de reforço de 5 cm

(b) Espessura de reforço de 15 cm

Figura 3 – Comparação entre as previsões feitas pelos modelos selecionados

As previsões feitas pelo Modelo XII ajustaram-se bem aos valores observados. No entanto, todos os modelos relacionados com a idade da restauração (Modelo XI, XII e XIII) estão limitados para previsão de irregularidade em reforços com idades elevadas. Os Modelos XI e XII, a partir de certa idade, conjectura irregularidades negativas, enquanto que o Modelo III, conjectura irregularidades muito elevadas.

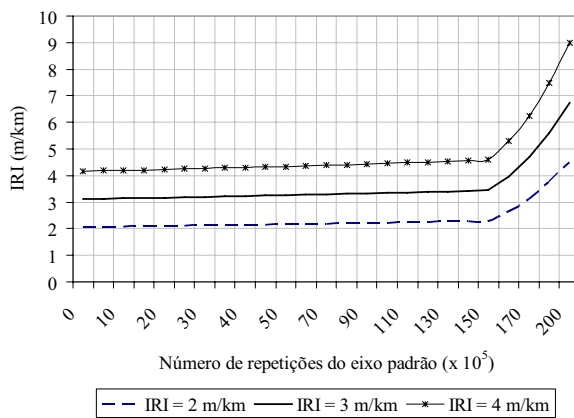


Figura 4 – Influência da irregularidade inicial no Modelo VIII.

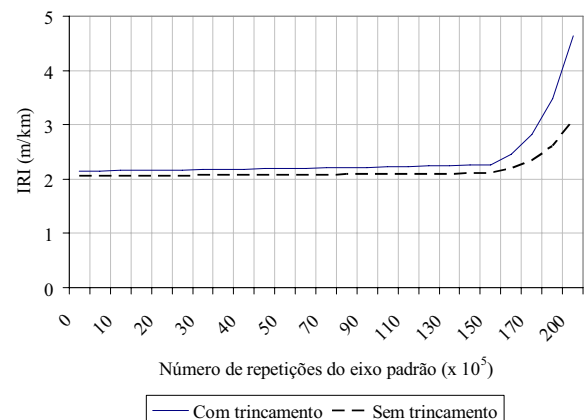


Figura 5 – Influência da presença de trincamento no Modelo X.

## 7. CONCLUSÕES

A meta deste trabalho foi apresentar modelos de previsão de irregularidade para dados coletados de reforços asfálticos de uma via urbana. Partiu-se de um modelo linear generalizado onde a variável resposta foi o índice de irregularidade (IRI) e suas transformadas. A análise utilizada no trabalho levou em consideração a existência de correlações entre uma medição e outra, e através de diferentes estruturas de covariância,

chegou-se a modelos onde todos os coeficientes foram significativos respeitando-se os princípios físicos que governam a deterioração dos pavimentos.

Foram desenvolvidos 14 modelos; um para prever o decréscimo da irregularidade longitudinal devido a restauração (ajustou-se bem aos dados de campo) e 13 para prever a progressão da irregularidade. Alguns dos modelos não previram o aumento acelerado na irregularidade de algumas seções. A consideração de diferentes estruturas de covariância foi importante, pois melhorou as estimativas dos parâmetros envolvidos e diminui os seus erros padrões. Foram selecionados cinco modelos de evolução da irregularidade onde as variáveis independentes consideradas foram: condição superficial do reforço, irregularidade longitudinal após o recapeamento, tráfego médio diário, idade desde a restauração, resistência do pavimento após o recapeamento e espessura do reforço.

Os modelos foram elaborados sobre uma base empírica e de aplicabilidade principal sobre a região de interesse. Teve-se o cuidado de se utilizar parâmetros que possam ser mesuráveis fisicamente e que possam ser obtidos dentro de qualquer política orçamentária. Cabe no momento calibrar os modelos propostos com dados de outras vias com características similares à da via estudada. É importante ressaltar que todo procedimento empírico apresenta limitações intrínsecas de serem aplicáveis somente em casos similares aos que lhe fundamentaram.

#### **REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

- Bottura, E. J. (1998) Contribuição para o estudo da calibração e controle de sistemas medidores de irregularidade rodoviária tipo resposta. 1998. 317p. Tese (Doutorado) – Escola Politécnica da Universidade de São Paulo, São Paulo.
- Diggle, P. J., K-Y. Liang e S. L. Zeger (1994) *Analysis of longitudinal data*. Oxford University Press Inc., New York.
- Haas, R. e W. R. Hudson (1978) *Pavement management system*. McGraw-Hill Book Company, New York.
- Haas, R., W. R. Hudson e J. Zaniewski (1994) *Modern pavement management*. Krieger Publishing Company, Malabar, Flórida.
- Khattree, R. e D. N. Naik (1999) *Applied multivariate statistics with SAS® Software*. 2<sup>nd</sup> Edition. SAS Institute Inc., Cary, NC.
- Lerch, L. R., W. P. Nunez, J. A. P. Ceratti e P. Joubert (2002) Redução da irregularidade apos recape em concreto asfáltico: efeito da reperfilagem prévia. *Anais do 16º Encontro do Asfalto*, Rio de Janeiro, CD-Room.
- Lindsey, J. K. (1993) *Models for repeated measurements*. Oxford University Press Inc., New York.
- Nakahara, S. M. (2005) Estudo do desempenho de reforços de pavimentos asfálticos em via urbana sujeita a tráfego comercial pesado. 306p. Tese (Doutorado). Escola Politécnica da Universidade de São Paulo, São Paulo.
- Odoki, J. B. e H. G. R. Keralli (2000) *Analytical framework and model descriptions (Highway Development and Management - HDM-4)*. Highway Development and Management Series, Version 1.0, v.4, Birmingham, United Kingdom.
- Paterson, W. D. O. (1987) *Road deterioration and maintenance effects – Models for planning and management*. The Johns Hopkins University Press, Baltimore.
- Pitta, D. M. (1998) Contribuição à retroanálise das superfícies deformadas em pavimentos asfálticos típicos da região sul do Brasil. 127p. Dissertação (Mestrado). Escola Politécnica da Universidade de São Paulo, São Paulo.
- Prozzi, J. A. (2001) Modeling pavement performance by combining field and experimental data. 126p. Tese (Doutorado), Graduate Division of the University of California, Berkeley.
- Queiroz, C. A. V. (1981) Performance prediction models for pavement management in Brazil. 317p. Tese (Doutorado), Faculty of the Graduate School of the University of Texas, Austin.

#### **Endereço dos Autores:**

Suyen Matsumura Nakahara

Departamento de Engenharia Civil – Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS  
Av. Osvaldo Aranha, 99 – 3º Andar - 90035-190 – Porto Alegre – RS  
e-mail: [suyen@cpgec.ufrgs.br](mailto:suyen@cpgec.ufrgs.br)

Linda Lee Ho  
Departamento de Engenharia de Produção – EPUSP  
e-mail: [lindalee@usp.br](mailto:lindalee@usp.br)

José Tadeu Balbo  
Departamento de Transportes - EPUSP  
e-mail: [jotbalbo@usp.br](mailto:jotbalbo@usp.br)