

# ANÁLISE DE TENDÊNCIAS E PADRÕES DE VARIAÇÃO DAS SÉRIES HISTÓRICAS DE VAZÕES DO OPERADOR NACIONAL DO SISTEMA (ONS)

*Bruno Costa Castro Alves<sup>1</sup>; Francisco de Assis de Souza Filho<sup>2</sup>; Cleiton da Silva Silveira<sup>3</sup>*

**RESUMO** --- Este trabalho tem como objetivo avaliar as possíveis tendências em séries históricas de vazões nos postos do Operador Nacional do Sistema (ONS). Os métodos de análise utilizados foram os métodos clássicos (média e mediana móvel, regressão linear, LOWESS e Mann-Kendall-Sen) e a análise de ondeletas (*Wavelet*). Os resultados mostraram que existe uma tendência positiva nas regiões sul, sudeste e centro-oeste, enquanto que na região nordeste, existe uma tendência negativa nas vazões dos postos. Identificou-se ainda, uma mudança de fase dos índices climáticos (PDO e ENSO) durante a década de 70 que coincidem com a mudança nas vazões fluviais observadas, sendo está uma possível causa das tendências encontradas associada a mudança do uso do solo.

**ABSTRACT** --- The aim of this paper is to review possible trends in stream flow series in Brazilian Electric System National Operator (ONS) stations. The methods used for analysis were the classic methods (mean and moving average, linear regression, LOWESS and Mann-Kendall-Sem), wavelet analysis and flood study. The results have shown that there is a positive trend in the South, Southeast and Middle-West regions, whereas in the Northeast there is still a negative trend in stations' streamflows. We have also identified a phase change in climate indexes (PDO and ENSO) during the 1970's decade which coincides with the change in observed river streamflows. The latter is one possible cause of the trends we have found, in addition to changes in soil usage.

**Palavras-chave:** análise de tendências de vazões e variabilidade climática decadal.

---

<sup>1</sup>Mestrando em Engenharia Hidráulica e Ambiental pela Universidade Federal do Ceará. , Av.Mister Hall,S/N, Campus do Pici, bloco 714, Fortaleza, CE, CEP:60.455-760, e-mail: brunocastroalves@ymail.com

<sup>2</sup> Professor Titular do Curso de Doutorado em Engenharia Hidráulica e Ambiental pela Universidade Federal do Ceará.

<sup>3</sup> Doutorando em Engenharia Hidráulica e Ambiental pela Universidade Federal do Ceará.

## 1. INTRODUÇÃO

A análise de tendências em séries temporais de vazões é de extrema importância para a gestão dos recursos hídricos. Pequenas flutuações, associadas às condições climáticas, provocam significativos impactos sociais e econômicos. Desta forma, identificar padrões ou tendências de mudanças climáticas é de relevante importância, já que impactam os recursos hídricos, agricultura e outras áreas.

Em geral, os sistemas de recursos hídricos são projetados e operados a partir da hipótese da estacionariedade estatística das séries históricas. Entretanto, esta suposição pode ser inválida no contexto da variabilidade climática decadal e mudanças no uso e ocupação do solo, sem falar na mudança climática. A hipótese da estacionariedade das séries deve ser verificada e os sistemas de recursos hídricos onde não for válida devem ter avaliados os possíveis impactos oriundos da não-estacionariedade.

O setor elétrico brasileiro possui uma capacidade outorgada pela ANEEL (Agência Nacional de Energia Elétrica) de 116.618,4 MW, dos quais 81.002,3 MW (68%) em usinas hidrelétricas (ANEEL, 2011). Segundo o Boletim de Monitoramento do Sistema Elétrico de Abril de 2011 do Ministério das Minas e Energia a capacidade instalada da matriz elétrica brasileira é de 114.229MW, sendo que 81.152MW (71,04%) provêm das hidrelétricas. A hegemonia da hidroeletricidade na matriz de energia elétrica brasileiro impõe cautelosa análise sobre o regime fluvial e seus padrões de variação temporal tendo em vista o significativo impacto que estas variações podem produzir na oferta de energia e conseqüentemente em toda a economia nacional.

Este trabalho se propõe a analisar as tendências e os padrões de variação das séries históricas de vazões em 192 postos fluviométricos, disponibilizadas pelo ONS (Operador Nacional do Sistema).

## 2. METODOLOGIA

As técnicas estatísticas mais utilizadas para a análise de tendência de séries hidrológicas são o teste de Mann-Kendall com o método de Sen e o de Regressão Linear como afirmam Alexandre et al. (2010).

Neste estudo, de forma a melhor avaliar as tendências nas vazões médias foram utilizadas além das duas técnicas citadas anteriormente, a Regressão Local LOWESS (*Locally Weighted*

*Scatterplot Smoothing*), as médias e medianas móveis de 10 anos das vazões médias anuais e sazonais, a análise da transformada em ondeletas; adicionalmente realizou-se uma análise das vazões de extremos com vistas a detecção de mudanças.

## 2.1. Avaliação de Tendências

As metodologias de avaliação de tendência/variabilidade podem ser divididas em dois tipos quanto à sua abordagem: Métodos Clássicos e Métodos Modernos.

Neste trabalho foram utilizados os métodos clássicos de Mann-Kendall-Sen, Média Móvel, Regressão Linear e LOWESS, e dentre os métodos modernos, utilizou-se a análise de ondeletas (*wavelet*).

### 2.3.1 Métodos Clássicos

Nos testes de tendência, segundo Xu et al. (2003), a hipótese nula  $H_0$  ocorre na ausência de tendência na série histórica. Já a hipótese não nula ( $H_1$ ) ocorre quando existe uma tendência na série.

Os testes estatísticos podem ser classificados em paramétricos e não paramétricos (Naghattini & Pinto, 2007). Os testes paramétricos se baseiam na hipótese de que os dados amostrais foram obtidos a partir de uma população cuja distribuição seja conhecida ou previamente especificada. Já os testes não-paramétricos não necessitam da especificação do modelo distributivo da população, sendo formulados com base nas características da amostra. Segundo Xu et al. (2003), os testes não-paramétricos são mais robustos.

Ainda segundo Xu et al (2003), a utilização de testes paramétricos e não-paramétricos dependem das características dos dados em que se está trabalhando.

A média é uma medida de tendência central, definida pela equação 2 (WALPOLE et al, 2007):

$$\bar{x} = \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{n} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n} \quad (1)$$

considerando uma amostra com os elementos  $x_1, x_2, \dots, x_n$  e  $n$  o tamanho da amostra.

Assim como a média, a mediana também é uma medida de tendência central. Diferentemente

da média, a mediana é pouca influenciada pelos valores extremos (*outliers*). Supondo que dos dados da amostra sejam  $x_1, x_2, \dots, x_n$ , arranjados em ordem crescente de magnitude, e  $n$  é o tamanho da amostra. A mediana da amostra será (WALPOLE et al, 2007):

$$\tilde{x} = \begin{cases} x_{\frac{(n+1)}{2}} & \text{se } n \text{ for ímpar.} \\ \frac{1}{2}(x_{\frac{n}{2}} + x_{\frac{n}{2}+1}) & \text{se } n \text{ por par.} \end{cases} \quad (2)$$

O modelo de regressão linear é dado pela seguinte equação (Helsel & Hirsch, 2002):

$$\begin{aligned} y_i &= \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \\ i &= 1, 2, 3, \dots, n \end{aligned} \quad (3)$$

Onde:

$y_i$  é a  $i$ -ésima observação da variável dependente;

$x_i$  é a  $i$ -ésima observação da variável independente;

$\beta_0$  é a interceptador;

$\beta_1$  é a inclinação;

$\varepsilon_i$  é o erro aleatório ou residual para a  $i$ -ésima observação;

$n$  é o tamanho da amostra.

O erro  $\varepsilon_i$  depende da variabilidade natural do sistema, possui média igual a zero e variância ( $\sigma^2$ ) constante, portanto,  $\varepsilon_i$  é independente de  $x_i$ .

A regressão linear é obtida estimando-se os valores de  $\beta_0$  e  $\beta_1$  através de alguma técnica de ajustamento. Segundo Naghettini & Pinto (2007), o método dos mínimos quadrados é um dos procedimentos mais adequados para este ajuste.

Se uma tendência linear está presente em uma série, a declividade (mudança por unidade de tempo) pode ser estimada usando o método não-paramétrico desenvolvido por Sen (1968) (Kahya & Kalayci, 2004).

No método de Sen são computados a declividade de  $N$  pares de dados através da equação:

$$Q_i = \frac{(x_j - x_k)}{(j - k)} \quad (4)$$

Para  $i = 1, 2, \dots, N$ .

Onde  $x_j$  e  $x_k$  são os valores de  $x$  nos períodos  $j$  e  $k$  respectivamente, com  $j > k$ . A mediana dos  $N$  valores de  $Q_i$  será a declividade de Sen. Se houver apenas uma referência em cada período de tempo, então:

$$N = \frac{n(n - 1)}{2} \quad (5)$$

Onde  $n$  é o tamanho da série. Se  $N$  for ímpar, a declividade de Sen será:

$$Q_{mediana} = Q_{(N+1)/2} \quad (6)$$

Se  $N$  for par, a declividade de Sen será:

$$Q_{mediana} = \frac{[Q_{(N)/2} + Q_{(N+2)/2}]}{2} \quad (7)$$

O valor de  $Q_{mediana}$  é então testado através de um teste bicaudal com grau de confiança de  $100(1 - \alpha) \%$  e a declividade estimada é obtida através de um teste não paramétrico (Kahya & Kalayci, 2004).

O teste de tendência de Man-Kendall (Mann, 1945; Kendall, 1975; Kendall & Gibbons, 1990) é um dos mais utilizados na avaliação de tendências de séries históricas naturais que se distanciam da distribuição normal, como a de qualidade da água, vazões, temperatura e precipitação (Hamed, 2009).

No teste de Mann-Kendall, também conhecido por Kendall's tau (Kahya & Kalayci, 2004), assume-se que os dados estão aleatoriamente distribuídos, caso das séries históricas naturais.

O teste estatístico de Mann-Kendall é dado com se segue (Burn et al, 2002):

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n Sgn(X_j - X_i) \quad (8)$$

Onde  $X_i$  e  $X_j$  são valores sequenciais,  $n$  é o tamanho da série e

$$Sgn(\theta) = \begin{cases} +1 & \theta > 0 \\ 0 & \text{se } \theta = 0 \\ -1 & \theta < 0 \end{cases} \quad (9)$$

O teste de Mann-Kendall possui dois parâmetros importantes para a análise de tendência: o nível de significância  $\alpha$  e a declividade  $\beta$  (Burn et al, 2002).

A declividade  $\beta$  é determinada por (Hirst et al, 1982):

$$\beta = Mediana \left[ \frac{(X_j - X_i)}{(j - i)} \right] \quad (10)$$

para todo  $i < j$

O método LOWESS (LOcally WEighted Scatterplot Smoothing) (Cleveland et al, 1979) é um dos mais flexíveis e utilizados algoritmos de suavização (Helsel & Hirsch, 2002). Ele combina a simplicidade da regressão linear através do método dos mínimos quadrados com a flexibilidade da regressão não-linear (Croarkin et al, 2010). O método consiste na suavização através de sucessivos ajustes de retas de mínimos quadrados ponderados, através de uma função peso (ou

*Kernel*). A função tri-cúbica, para cada subconjunto de dados, é dada por (Morettin & Toloi, 2006):

$$h(u) = \begin{cases} (1 - |u|^3)^3 & \text{se } |u| < 1 \\ 0 & \text{se } |u| > 1 \end{cases} \quad (11)$$

E a função peso, para cada subconjunto de dados  $j$ , é dada por:

$$h_j(t_k) = \left( \frac{t_j - t_k}{d_j} \right) \quad (12)$$

Onde  $d_j$  é a distância do ponto médio ( $t_j$ ) ao ponto mais afastado do subconjunto de dados e  $t_k$  é ponto na ordenada  $k$ . Ajusta-se, então, uma reta aos pontos do subconjunto, da forma:

$$Z = a + bt + \varepsilon \quad (13)$$

Onde os valores  $a$  e  $b$  são estimados pelos valores que minimizam a função:

$$\sum_{k=1}^N h_j(t_k) (Z_k - a - bt_k)^2 \quad (14)$$

Onde  $N$  é o número de períodos da série. Assim, os valores suavizados são dados por (Morettin & Toloi, 2006):

$$\hat{Z}_j = \hat{a} + \hat{b}t_j \quad (15)$$

Neste estudo, utilizou-se uma janela ( $d_j$ ) de 20 anos.

### 2.3.2 Análise da Transformada de *Wavelets* em Ondeletas

A análise da transformada em ondeletas (*wavelets*) vem se tornando uma ferramenta bastante utilizada para a análise de variações locais de séries temporais, uma vez que os sistemas físicos apresentam características não-estacionárias de várias frequências (Bolzan, 2004). A decomposição destas séries em espaços de tempo-frequência permite a determinação dos modos dominantes de variabilidade, bem como a variação destes modos no tempo (Torrence & Compo, 1998).

A análise em ondeletas consiste em decompor um sinal a diferentes níveis de resolução, processo conhecido como multiresolução (Bolzan, 2004).

Ainda segundo Bolzan (2004) a expansão em série de ondeletas e a transformada são dadas por:

$$\langle f, \Psi_{a,b} \rangle = \int_{-\infty}^{+\infty} f(t) \Psi \left( \frac{t-b}{a} \right) dt \quad (16)$$

Onde:

$\Psi(t)$  é a função base geradora simples;

$a$  é a variável de dilatação;

$b$  é a variável de translação;

$t$  é o tempo.

O termo ondeleta refere-se a um conjunto de funções com forma de pequenas ondas gerada por dilatações e translações, de uma função base geradora (Bolzan, 2004).

Existem dois tipos básicos de funções ondeletas: ondeletas contínuas e discretas. Dentre as contínuas, a mais comum e a utilizada neste estudo foi a ondeleta de Morlet, dada por (Moura *et al*, 2010):

$$\Psi(t) = e^{i\omega_0 t} e^{-t/2} \quad (17)$$

Onde:

$i$  é o parâmetro de compressão e dilatação da onda;

$\omega_0$  é o parâmetro de frequência;

A função ondeleta de Morlet possui o parâmetro de frequência igual a 6 (Moura *et al*, 2010).

Neste estudo foram utilizadas as bandas de padrões mais bem definidos na região (conforme sugere a figura 1) e o resíduo (as demais características de variação da série). Se o resíduo indica alguma tendência, isto pode estar associado mudanças no clima, visto que os principais padrões de variação climática estão dispostos nas principais bandas da transformada de ondeleta.

## 2.2. Índices Climáticos

Os diversos índices climáticos podem ser utilizados para explicar a ocorrência de tendências e variabilidades de séries históricas climáticas. Neste artigo foram analisados dois índices: a Oscilação Decadal do Pacífico e a Oscilação Sul do El Niño/La Niña.

### 2.2.1. Oscilação Decadal do Pacífico

A Oscilação Decadal do Pacífico (*Pacific Decadal Oscillation - PDO*) é descrita como uma variação na temperatura da superfície do Oceano Pacífico Norte, do mesmo modo que o El Niño. Um crescente número de evidências mostram uma forte tendência dos impactos da PDO sobre o hemisfério Sul, com importantes anomalias climáticas sobre médias latitudes no Oceano Pacífico Sul, Austrália e América do Sul. No século XX, a PDO apresentou duas flutuações periódicas, uma

com um período de 15 a 25 anos e outra com um período de 50 a 70 anos. Os mecanismos que causam estas flutuações ainda são incertos (Mantua *et al*, 2002). Ela é quantificada através do número de desvios padrões que distância a temperatura da superfície do mar (TSM) do Pacífico Norte (Figura 1) em um dado ano da sua média de longo prazo.

### 2.2.2. Oscilação Sul do El Niño/La Niña

O El Niño é definido com um aumento de pelo menos 0,5°C da temperatura da superfície do mar na região leste-central equatorial do Oceano Pacífico Sul durante um período mínimo de 3 meses (Climate Prediction Center, 2005), ocorrendo em intervalos irregulares de 2 a 7 anos. A La Niña é o processo inverso, ou seja, é a redução da temperatura da superfície do mar durante 3 meses em pelo menos 0,5°C, que ocorre em intervalos de 3 a 5 anos.

A oscilação sul é a componente atmosférica do El Niño/La Niña. Este componente é uma oscilação na pressão atmosférica da superfície das águas orientais e ocidentais do Oceano Pacífico. Esta oscilação é quantificada através do SOI (Southern Oscillation Index) que é o número de desvios padrões da temperatura da superfície do Oceano Pacífico Sul afastados da média (Bureau of Meteorology (Austrália, 2009) (Figura 2).

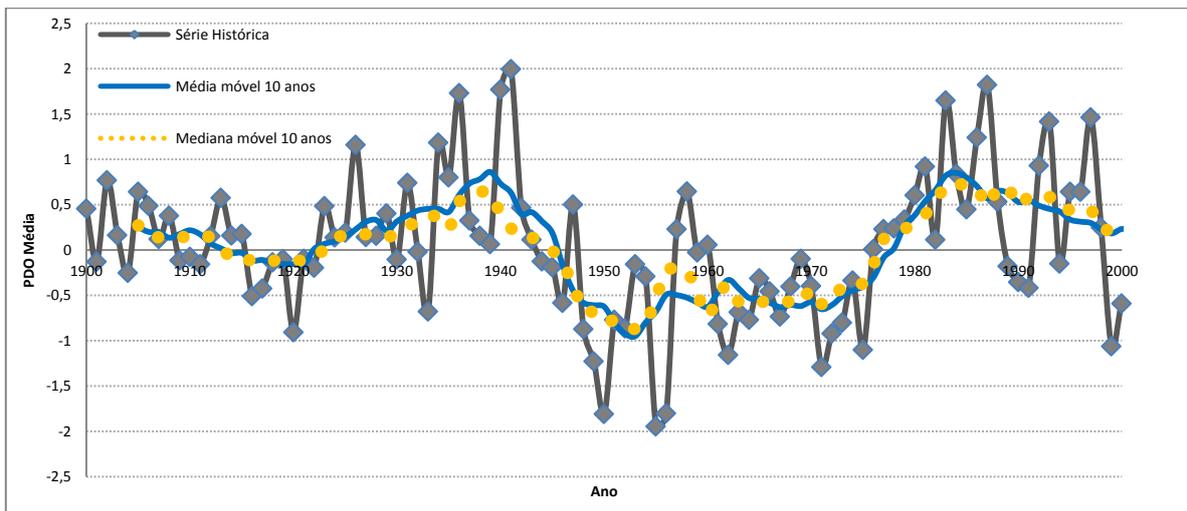


Figura 1 – Oscilação Decadal do Pacífico – 1900-2010

Fonte: <http://jisao.washington.edu/pdo/PDO.lastest> (Acesso em Maio de 2011)

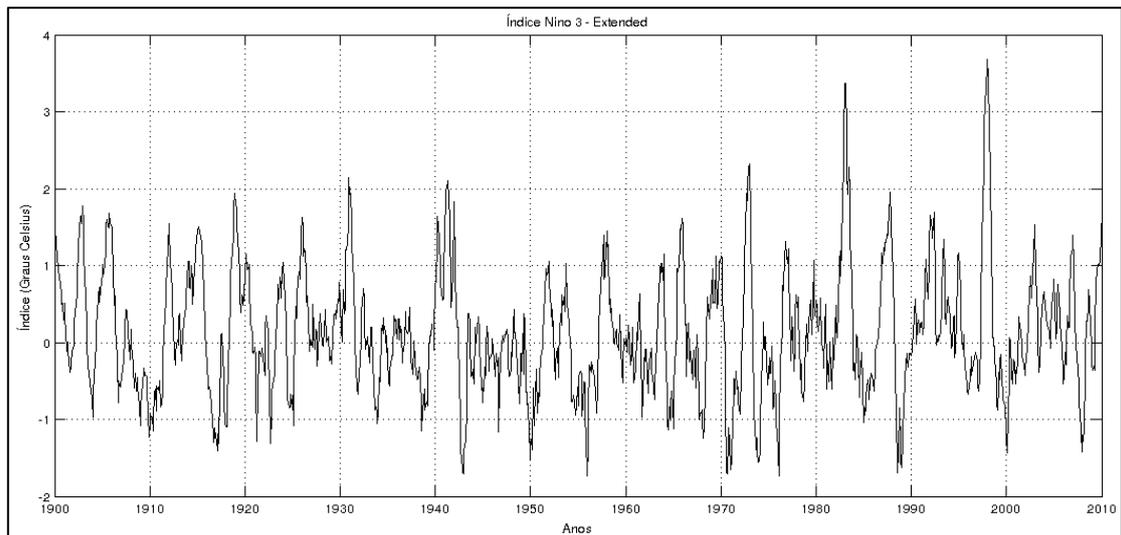


Figura 2 – Oscilação Sul do El Niño/La Niña (Índice NINO3 - Extended)

Fonte: <http://iridl.ldeo.columbia.edu/SOURCES/.Indices/.nino/.EXTENDED/.NINO3/> (Acesso em Maio de 2011)

### 3. RESULTADOS

#### 3.1. Métodos clássicos

A análise de tendências, utilizando o método de Mann-Kendall-Sen, mostrou que existe tendência de aumento das vazões nos postos fluviométricos localizados nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste do País, enquanto nas regiões norte e nordeste a tendência é de uma pequena queda (Figura 3).

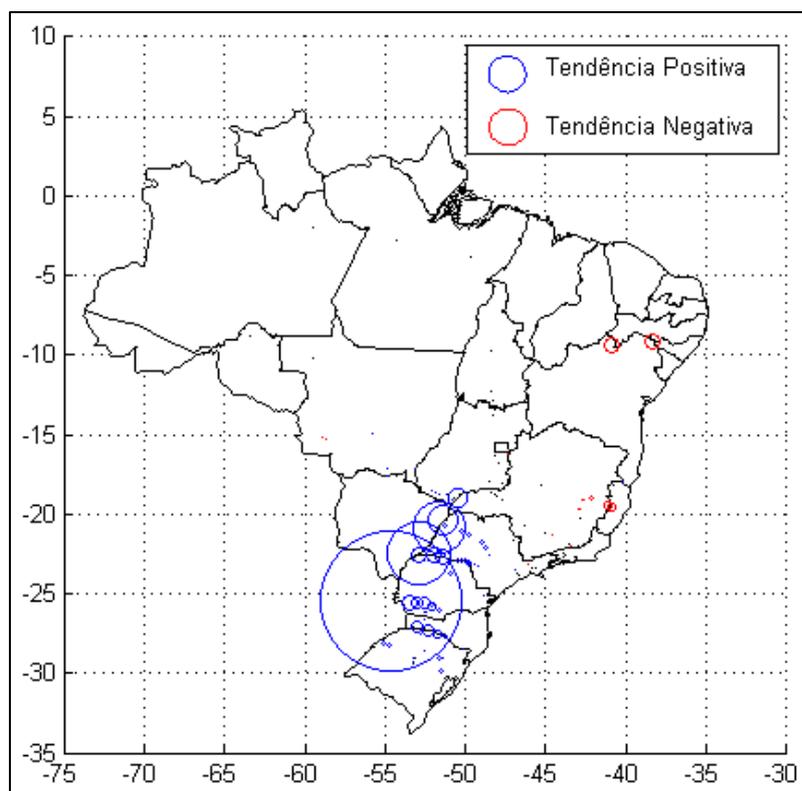


Figura 3 – Mapa de Tendências segundo o método de Mann-Kendall-Sen.

A análise de tendências utilizando os métodos LOWESS, média e mediana móveis estão representadas nas Figuras 4, 5, 6 e 7, correspondentes aos postos Itaipú (266), Furnas (6), Sobradinho (169) e Paulo Afonso (175), respectivamente.

O Posto 266 – Itaipú apresentou valor mínimo na LOWESS de  $8.000\text{m}^3/\text{s}$  em 1954 e valor máximo de  $12.000\text{m}^3/\text{s}$  em 1993. Observa-se ainda, uma tendência de aumento dos valores deste a

metade da década de 1960 até o ano de 1993. A média e a mediana móvel apresentam dois patamares bem definidos: entre 1941 e 1965, com valores por volta de  $8.000\text{m}^3/\text{s}$ , e a partir de 1990, com valores por volta de  $12.000\text{m}^3/\text{s}$ . Durante as décadas de 1960, 1970 e nos primeiros anos da década de 1980, observa-se uma tendência de aumento nos valores das vazões.

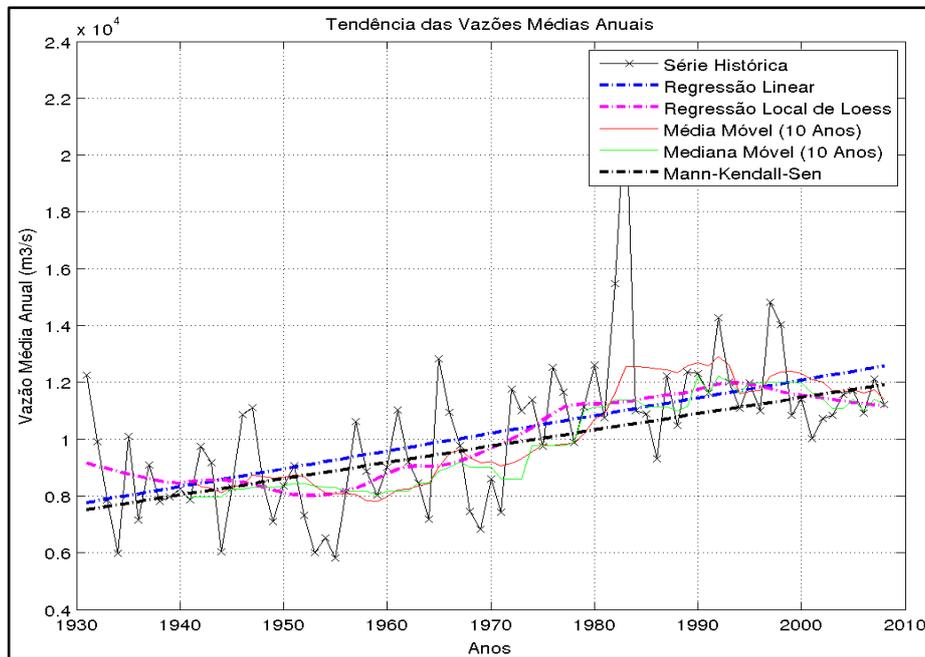


Figura 4 – Tendências das vazões anuais médias para o posto fluviométrico de Itaipú (Posto 266).

O Posto 6 – Furnas apresentou valores mínimos na LOWESS iguais a  $850\text{m}^3/\text{s}$  nos anos de 1955, 1972 e 2000 e valor máximo de  $1.050\text{m}^3/\text{s}$  em 1981. A média e a mediana móvel apresentam valores mínimos por volta de  $850\text{m}^3/\text{s}$  nos anos 1960, 1972 e 2008, e valores máximos de  $1.150\text{m}^3/\text{s}$  entre 1985 e 1989.

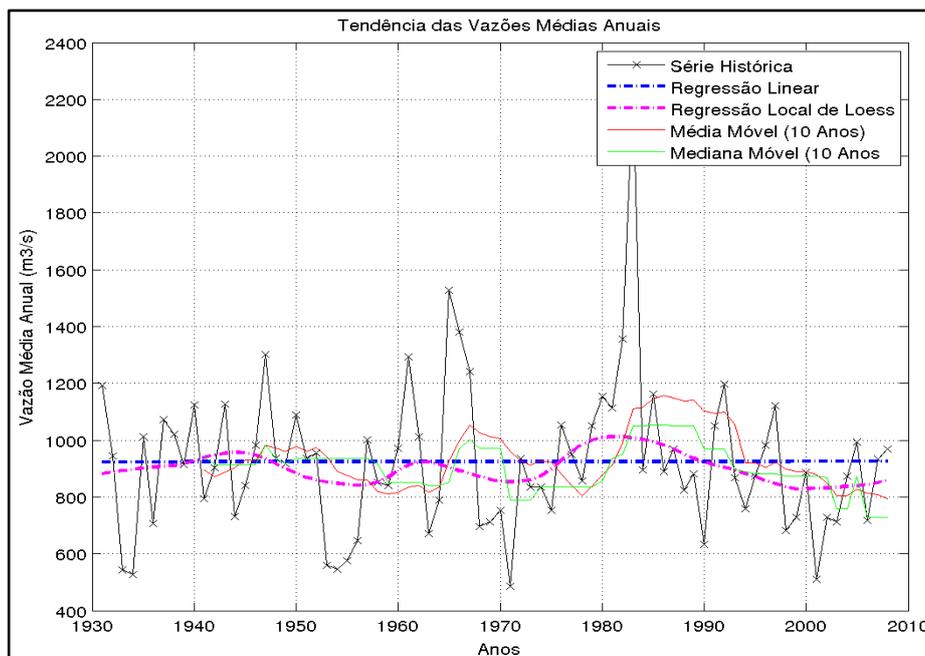


Figura 5 – Tendências das vazões anuais médias para o posto fluviométrico de Furnas (Posto 6).

O Posto 169 – Sobradinho apresentou valores máximos na LOWESS acima de 3.000m<sup>3</sup>/s em 1945 e 1981 e valor mínimo de 2.100m<sup>3</sup>/s em 1999. A média móvel apresentou valor máximo de 3.400m<sup>3</sup>/s entre 1985 e 1989 e valor mínimo de 1.800m<sup>3</sup>/s entre 2003 e 2005. A mediana móvel apresentou valor máximo de 3.400m<sup>3</sup>/s entre 1985 e 1989 e valor mínimo de 2.000m<sup>3</sup>/s em 2002.

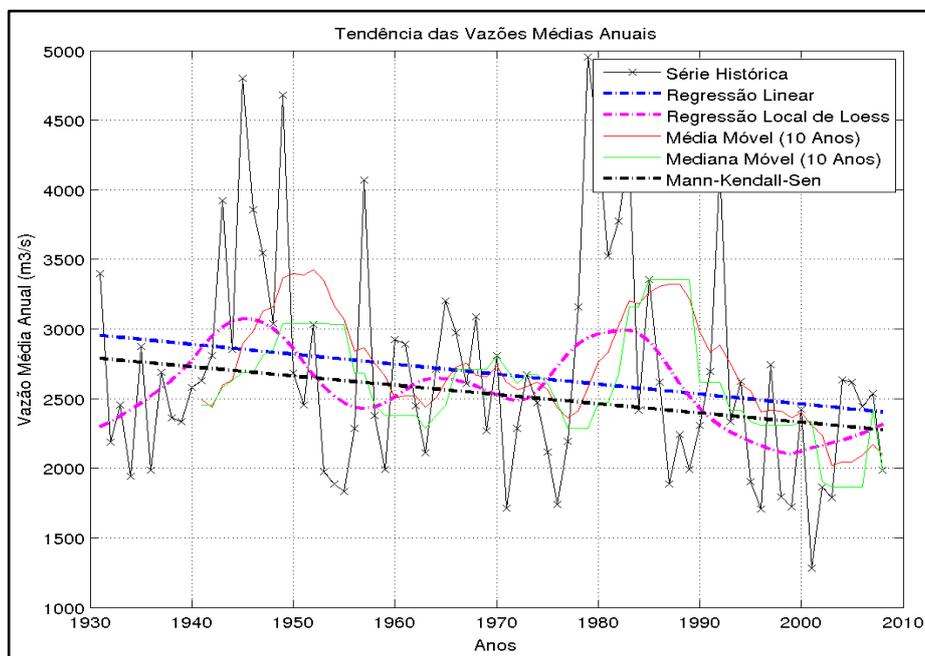


Figura 6 – Tendências das vazões anuais médias para o posto fluviométrico Sobradinho (Posto 169).

O Posto 175 – Paulo Afonso apresentou valores máximos na LOWESS de  $3.200\text{m}^3/\text{s}$  nos anos de 1945 e 1992 e valores mínimos de  $2.250\text{m}^3/\text{s}$  em 1931 e 1999. Observa-se, ainda, que entre o final da década de 1950 e o início da década de 1970 os valores na LOWESS se situam por volta de  $26^3/\text{s}$ . Na média e mediana móvel apresenta valores máximos de  $3.500\text{m}^3/\text{s}$  em 1951 e 1986 e valores mínimos de  $2.500\text{m}^3/\text{s}$  em 1941, 1962 e 1989, além do valor de 2.000 em 2005.

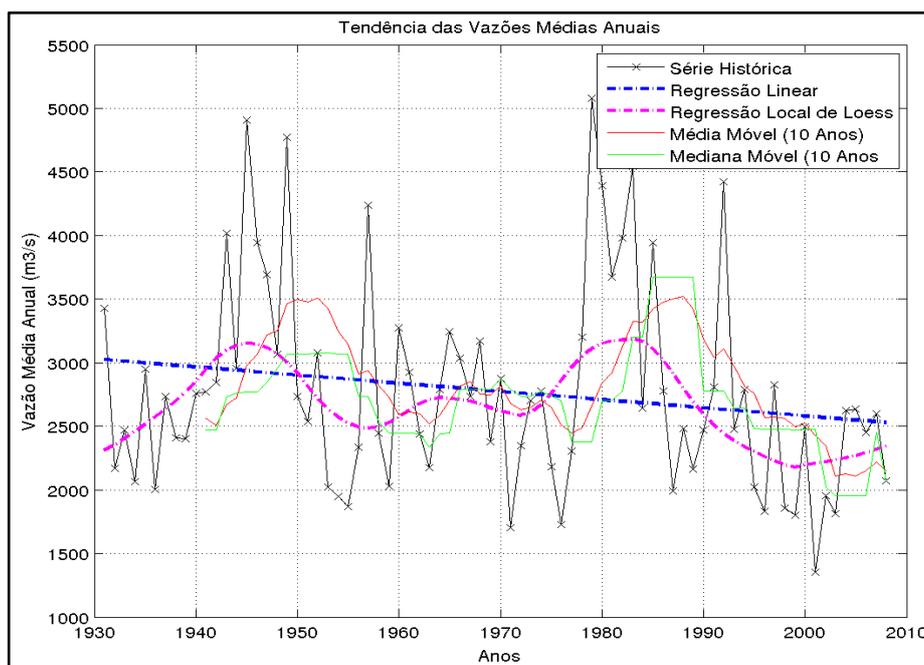


Figura 7 – Tendências das vazões anuais médias para o posto fluviométrico Paulo Afonso (Posto 175).

Nota-se que o método de Mann-Kendall-Sen indica uma tendência no aumento das vazões dos postos de Sobradinho e Itaipu enquanto que os postos Furnas e Paulo Afonso não apresentaram tendências significativas pelo método de Mann-Kendall-Sen.

### 3.2. Análise da Transformação em ondeletas

Na figura 8 são apresentadas as bandas da transformada de *wavelets* para os postos de Itaipu, Furnas, Sobradinho e Paulo Afonso. A análise da transformação em ondeletas mostrou que existe uma mudança de fase na banda de baixa frequência durante o início e o meio da década de 1970, na maioria dos reservatórios.

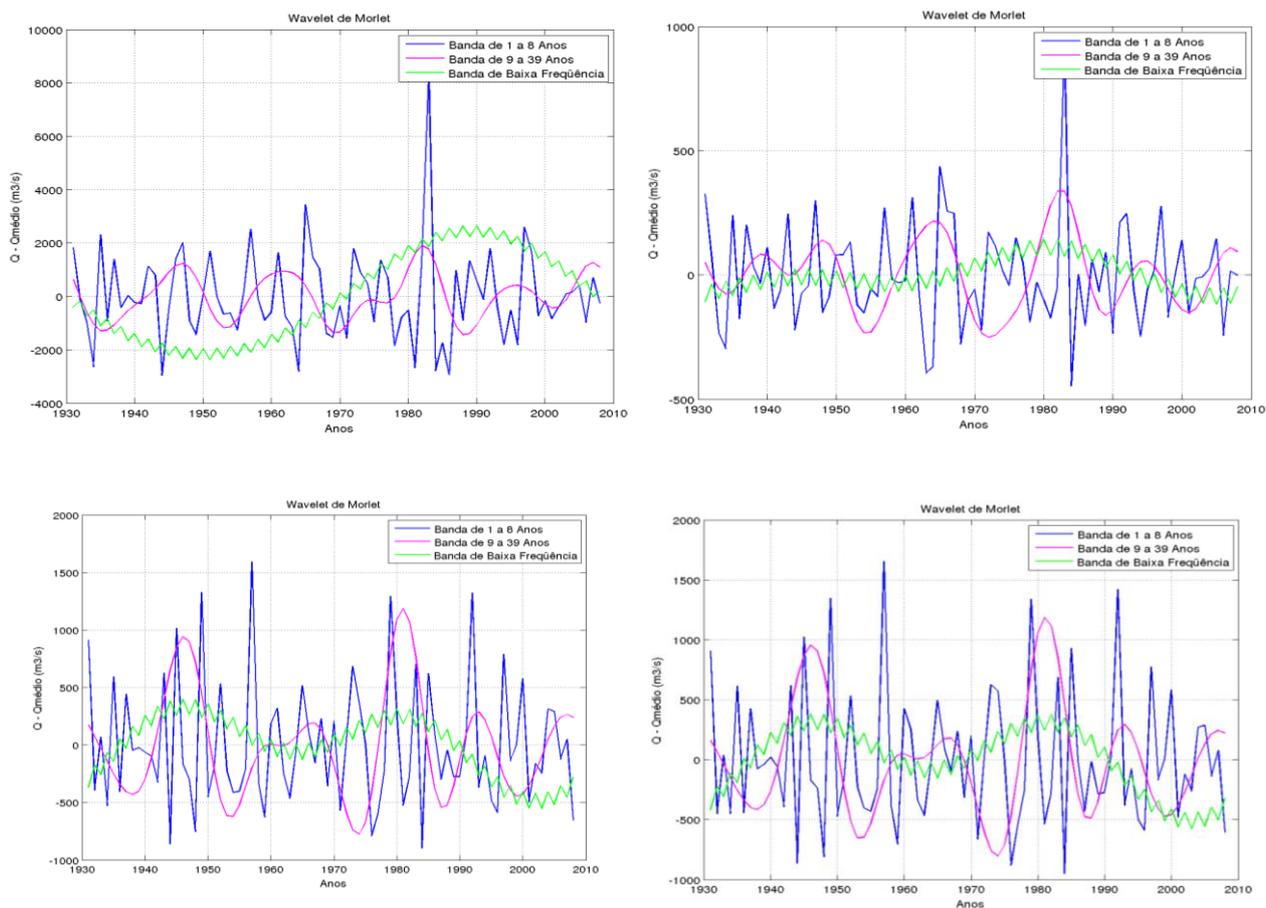


Figura 8 – Bandas de 1 a 8, de 9 a 39 anos e baixa frequência da transformada de *Wavelets* : (a)Itaipú (Posto 266); (b)Furnas (Posto 6); Sobradinho (Posto 169) e Paulo Afonso (Posto 175).

A variância de cada banda (em %), para cada posto são apresentadas na Figuras 9. Nota-se que, na maioria dos postos, a banda que explica a maior parte da variância é a Banda 1-8 (1 a 8 anos).

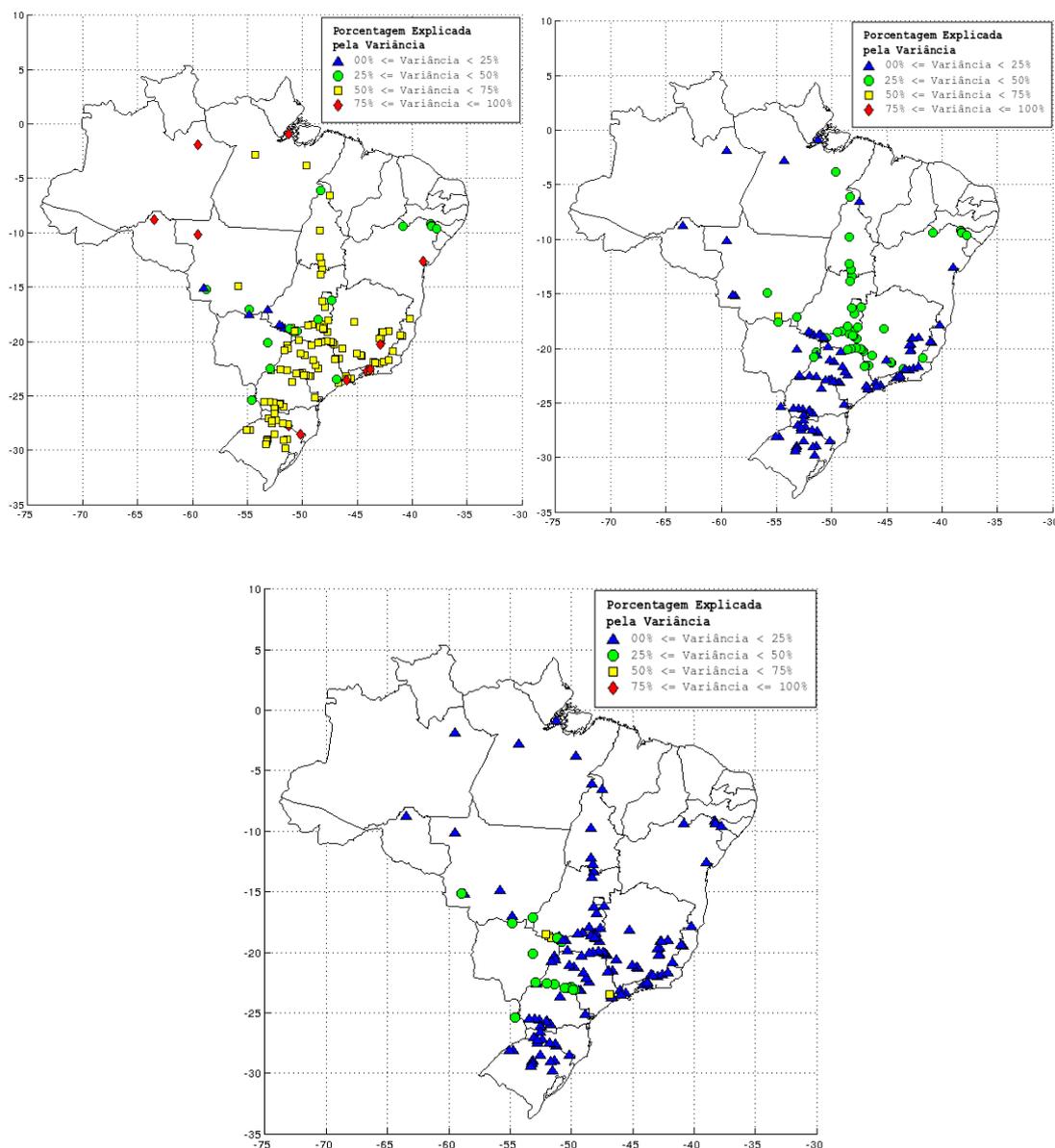


Figura 9- Fração das Variâncias (a) Banda 1 (1 a 8 anos);(b) Fração das Variâncias – Banda 2 (9 a 39 anos) e (c) Fração das Variâncias – Banda 3 (Baixa Frequência).

#### 4. CONCLUSÕES

Os resultados apresentados para as médias e medianas móveis, além do método LOWESS, mostra que existe uma alta variabilidade de baixa frequência das séries de vazões estudadas.

Os resultados mostram que existe uma tendência de aumento nas vazões dos postos das regiões Sul, Sudeste e Centro Oeste, segundo o método de Mann-Kendall-Sen.

A análise da transformada em ondeletas mostrou que existe uma mudança de fase das vazões entre o início e a metade da década de 70, coincidindo com uma mudança de fase tanto na Oscilação Decadal do Pacífico como no ENSO. Observa-se ainda, que após a metade da década de 70 os períodos de El Niño passaram a ser mais intensos que os períodos de La Niña.

As vazões com períodos de retorno igual a 100 anos apresentaram uma mudança de fase com um certo *gap* em relação às mudanças de fase observadas na análise da transformada em ondeletas, confirmando a análise da última.

As variações dos índices climáticos (ENSO e PDO) podem ser uma das causas que estão afetando o regime pluviométrico do Brasil, bem como alterações no uso e ocupação do solo.

## BIBLIOGRAFIA

ALEXANDRE, G. R., BAPTISTA, M. B., NAGHETTINI, M., *Estudo para Identificação de Tendências do Regime Pluvial na Região Metropolitana de Belo Horizonte a Partir de Métodos Estatísticos*. Revista Brasileira de Recursos Hídricos. Volume 15 Nº 2 Abr/Jun 2010, 115-126;

ANEEL. *Banco de Geração de Informações – Capacidade de Geração do Brasil*. <<http://www.aneel.gov.br/aplicacoes/capacidadebrasil/capacidadebrasil.asp>> Acesso em 03/04/2011;

BOLZAN, M. J. A., *Análise da transformada em ondeletas aplicada em sinal geofísico*. Revista Brasileira de Ensino de Física. Volume 26 Nº 1, 37-41, 2004;

BUREAU OF METEOROLOGY (AUSTRALIA), *Climate Glossary – Southern Oscillation Index (SOI)*. <<http://www.bom.gov.au/climate/glossary/soi.shtml>>. Acesso em 21/03/2011;

BURN, D. H., ELNUR, M. A. H., *Detection of hydrologic trends and variability*. Journal of Hydrology 255 (2002), 107-122;

CLIMATE PREDICTION CENTER, *ENSO FAQ: How often do El Niño and La Niña typically occur?*

<[http://www.cpc.ncep.noaa.gov/products/analysis\\_monitoring/ensostuff/ensofaq.shtml](http://www.cpc.ncep.noaa.gov/products/analysis_monitoring/ensostuff/ensofaq.shtml)> . Acesso em 21/03/2011;

HAMED, K. H., *Exact distribution of the Mann-Kendall trend test statistic for persistent data*. Journal of Hydrology 365 (2009), 86-94;

HELSEL, D. R., HIRSCH, R. M., *Statistical Methods in Water Resources*. In: Hydrologic Analysis and Interpretation. U.S. Geological Survey, Techniques of Water-Resources Investigations Book 4, Chapter A3. 2002;

- HIRSCH, R. M. SLACK, J. R., SMITH, R. A., *Techniques of trend analysis for monthly water quality data*. Water Resources Research 18 (1982), 107-121;
- KAHYA, E., KALAYCI, E., *Trend analysis of streamflow in Turkey*. Journal of Hydrology 289 (2004), 128-144;
- KENDALL, M. G., *Rank Correlation Measures*. Ed. Charles Griffin. London, 1975;
- KENDALL, M. G., GIBBONS, J. D., *Rank Correlation Methods*. 5<sup>a</sup> ed. Ed. Griffin. London, 1990;
- MANN, H. B., *Non-parametric tests against trend*. Econometrica 13, 245-259;
- MANTUA, N. J., HARE, S. R., *The Pacific Decadal Oscillation*. Journal of Oceanography, Vol. 58, 35-44, 2002;
- MOURA, E. da S., SANTOS, C. A. M dos, SILVA, D. F., *Detecção de ciclos e escalas temporais na vazão do Rio Salgado através de análises de ondeletas*. II Congresso Cearense de Agroecologia. Juazeiro do Norte, 2010;
- MORETTIN, P. A., TOLOI, M. C. C., *Análise de Séries Temporais*. 2<sup>a</sup> Edição. Editora Egard Blucher. São Paulo, 2006;
- MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA, *Monitoramento do Sistema Elétrico – Boletim de Abril de 2011*  
<[http://www.mme.gov.br/see/galerias/arquivos/Publicacoes/Boletim\\_mensalDMSE/Boletim\\_de\\_Monitoramento\\_do\\_Sistema\\_Elctrico\\_-ABRIL-2011.pdf](http://www.mme.gov.br/see/galerias/arquivos/Publicacoes/Boletim_mensalDMSE/Boletim_de_Monitoramento_do_Sistema_Elctrico_-ABRIL-2011.pdf)>. Acesso em Maio de 2011;
- NAGHETTINI, M., PINTO, É. J. de A., *Hidrologia Estatística*. CPRM – Serviço Geológico do Brasil. Belo Horizonte, 2007;
- TORRENCE, C., COMPO, G. P., *A Practical Guide to Wavelet Analysis*. Program in Atmospheric and Oceanic Sciences, University of Colorado, Boulder, Colorado, 1998;
- XU, Z. X., TAKEUCHI, K., ISHIDAIRA, H., *Monotonic trend and step changes in Japanese precipitation*. Journal of Hydrology 279 (2003) 144-150;
- WALPOLE, R. E., MYERS, R. H., MYERS, S. L. & YE, K., *Probability & Statistics for Engineers & Scientists*. 8<sup>a</sup> Edição. Editora Pearson–Prentice Hall. New Jersey, 2007.