

Artigo Original

Recebido em 26/09/2005 e aceito em 10/03/2006

A visão no controle postural ortostático: a área elíptica e o Quociente de Romberg do sinal estabilométrico

The role of vision in the body sway control: the elliptical sway area and the Romberg's Quotient of the stabilometric signal

Paulo José Guimarães da Silva

Doutorando em Engenharia Biomédica
Programa de Engenharia Biomédica, COPPE/UFRJ
e-mail: guima@peb.ufrj.br

Jurandir Nadal*

Professor Adjunto
Programa de Engenharia Biomédica, COPPE/UFRJ
Caixa Postal 68.510
21941-972 - Rio de Janeiro – RJ
e-mail: jn@peb.ufrj.br

Antonio Fernando Catelli Infantosi

Professor Titular
Programa de Engenharia Biomédica, COPPE/UFRJ
Caixa Postal 68.510
21941-972 - Rio de Janeiro – RJ
e-mail: afci@peb.ufrj.br

* Autor para correspondência

Resumo

O Quociente de Romberg (QR) e outros parâmetros estabilométricos são investigados neste trabalho, objetivando distinguir indivíduos que utilizam adequadamente (V) ou não (NV – *cego postural*) a visão no controle postural ortostático. A casuística, constituída de 144 adultos normais, submeteu-se a teste estabilométrico (calcanhares afastados em 2 cm e 30° de angulação dos pés), com duração de 30 s na condição de olhos abertos (OA) e 30 s com olhos fechados (OF). A elipse da área de oscilação do centro de pressão (CP) foi calculada utilizando-se Análise de Componentes Principais e comparada a dois procedimentos de regressão linear (MRL). A comparação entre as áreas obtidas indicou que a utilização do MRL $x-y$, assumindo o deslocamento ântero-posterior (y) como sendo dependente do médio-lateral (x), é inadequada quando a variância de x é inferior à de y . O histograma de QR (razão entre as áreas de oscilação com OF e OA) mostrou distribuição bimodal, tendo a intersecção entre as duas Gaussianas ajustadas a esta distribuição evidenciado duas classes distintas (V e NV), além de duas outras superpostas (V_s e NV_s). A análise comparativa destas quatro classes apontou haver diferenças significativas ($\alpha = 0,05$) apenas na condição OF, indicando ser inadequada a classificação de qualquer sujeito como *cego postural* utilizando-se apenas QR.

Palavras-Chave: Análise de Componentes Principais, Controle postural ortostático, Estabilometria, Quociente de Romberg, Regressão linear.

Abstract

In this work, the Romberg's Quotient (QR) and other stabilometric parameters have been used for investigating the role of vision in orthostatic postural control. A casuistry of 144 normal adults was submitted to a stabilometric test (with heels 2 cm apart and 30° of feet angle) lasting 30 s with eyes open (OA) and other 30 s with eyes closed (OF). The centre of pressure (COP) of the elliptical sway area was calculated by using the Principal Components Analysis and compared to that obtained by applying two different Linear Regression methods (MRL). The MRL $x-y$ approach, assuming that the anterior-posterior sway (y) depends on the medium-lateral one (x), leads to inadequate elliptical sway estimation when the variance of x is lower than that of y . The histogram of QR (the ratio between areas of OF and OA) exhibited bimodal distribution and hence two distinct Gaussian curves were fitted. Based on this, four classes of subjects were initially proposed, two of them defined in the range without superposition of the curves, V (vision) and NV (postural blind), and two other ones for the superposition situation (V_s and NV_s). Nevertheless, significant differences ($\alpha = 0.05$) between classes were found just in OF condition, indicating the misclassification of any subject as postural blind based only on QR.

Keywords: Body sway control, Linear regression, Principal Components Analysis, Romberg's coefficient, Stabilometry.

Extended Abstract

Introduction

The elliptical sway area of centre of pressure (COP) is usually obtained by linear regression, with x as the independent variable (MRL x - y) (Hasan et al., 1990). This approach could imply a bias error in the elliptical area estimate, if the angle of inclination is near 90° (if y is the independent variable, the bias error occurs for angles near 0 or 180°). To overcome this error, Oliveira et al. (1996) proposed to use the principal component analysis (ACP) to estimate angle of inclination and area, treating the x and y variables as equivalent.

In normal conditions, the majority of subjects oscillate less with eyes open (OA) than with eyes closed (OF) whereas others, which sometimes referred to as postural blind, sway less with OA (Gagey and Weber, 2000). The classification in postural blind and normal subjects has been done using the Romberg's Quotient (QR). This parameter is defined as the ratio between COP sway area with OF and OA, usually estimated by MRL x - y . The present work aims at investigating QR in determining whether a subject uses correctly the visual system in the postural control. For this, the quotient will be calculated using the elliptical area estimated by ACP and MRL.

Material and Methods

Using a force platform (Figure 1), a casuistry of 144 healthy adults underwent two stabilometric tests: i) eyes open (OA); ii) eyes closed (OF). The COP sway areas and the angle of inclination were calculated by applying three distinct approaches. The first is the MRL x - y , while the second (MRL σ_x - σ_y) uses similar procedure, but with y as the independent variable if $\sigma_x < \sigma_y$. The ACP was also applied to the coordinates of the COP displacements with the direction of the major axis defined as that of the first eigenvector of the covariance matrix (Equation 3). Based on those methods, the Romberg's quotient (QR) was then calculated as the relationship between the areas with OF (A_{OF}) and OA (A_{OA}) (Equation 7).

Results

The scattering diagrams of the angles and area, shown in Figures 2 and 3, and the histogram of the QR (Figure 4), suggest the similarity only between the MRL σ_x - σ_y (when $\sigma_x < \sigma_y$) and ACP ($p > 0.05$). Furthermore, the classification (Table 1) in vision (V) and non-vision (NV) resulted in similar QR-values only for ACP and MRL σ_x - σ_y approaches (t-Student, $p = 0.995$). Moreover,

applying MRL x - y indicates the decrease in the QR-values of the NV class in 15%.

Based on the QR distribution and mainly in the Gaussian curves fitted to it, four subclasses of subjects could be considered. Two of them, V and NV, were defined in the range without superposition of the curves, and the two others (V_s and NV_s) for the superposition (Table 2). The application of the t-Student test showed that there is no significant difference ($p > 0.05$) between V_s and NV_s subclasses. Besides, the mean areas values for all the subclasses in the OA condition (Figure 5) presented no significant difference (t-Student, $p > 0.05$).

Discussion

The use of MRL x - y approach indicated the difference ($p = 0.04$) in the estimate of the QR distribution when compared to both ACP and MRL σ_x - σ_y ($\sigma_x < \sigma_y$). On the other hand, for $\sigma_x > \sigma_y$, the three techniques lead to similar results. These findings are in accordance to Oliveira et al. (1996), and indicated that the similarity between MRL and ACP is dependent on the displacement direction. Therefore, the choice of the independent variable based on variance justifies the alternative technique proposed in this work (MRL σ_x - σ_y).

Although the ACP approach has been considered more reliable to estimate area and hence the QR, the comparison between the three approaches indicated that the MRL σ_x - σ_y can also be employed ($p > 0.05$). Moreover, the t-Student test applied to the mean area values of the four subclasses in OA condition resulted in no significant difference ($p > 0.05$) between subclasses, which indicates the misclassification of any subject as postural blind based only on QR.

Conclusion

The MRL can only be used to calculate the elliptical area if the independent variable is a priori established as the one with higher variance, here denoted by MRL σ_x - σ_y . Using this procedure, the bias error of the classical MRL can be avoided. Furthermore, there is no significant difference ($\alpha = 0.05$) in using MRL σ_x - σ_y or ACP. Nevertheless, no significant differences ($\alpha = 0.05$) between subclasses were found in the eyes open condition protocol, thus indicating the misclassification of any subject of the casuistry as postural blind based only on QR.

Introdução

O controle postural, medido pelas oscilações corporais, pode estar alterado em diversas condições experimentais ou patológicas dos sistemas vestibular, somato-sensorial ou visual (Patla, 1997). A quantificação dessas oscilações corporais tem sido obtida utilizando-se uma plataforma de força para registrar o deslocamento do centro de pressão (CP) no plano (x,y) , denominado estatocinesograma, ou nas direções médio-lateral (M/L – estabilograma em x) e ântero-posterior (A/P – estabilograma em y) (Gagey e Weber, 2000; Rougier, 1999).

A extração de parâmetros estatísticos da série temporal proveniente do estatocinesograma fornece informação quantitativa da trajetória percorrida pelo CP, durante todo o exame (ou para um intervalo de tempo), bem como da sua posição média ou da superfície varrida pelo CP instantâneo, que se desloca em torno desta posição média (área de oscilação) (Newell *et al.*, 1997). A área de oscilação do CP tem sido usada como indicador de movimento corporal (Newell *et al.*, 1997). Esta área é definida como a superfície da elipse de confiança que contém 90% das posições de CP (Takagi *et al.*, 1985), sendo os comprimentos dos eixos da elipse determinados como 1,96 vezes o desvio-padrão em cada direção, centrada nos valores médios dos deslocamentos em x e y . Em geral, a inclinação do eixo maior da elipse é calculada por regressão linear, onde x é considerada variável independente (MRL $x-y$), sem levar em consideração se esta é a direção da máxima dispersão (Hasan *et al.*, 1990). Este procedimento, segundo Oliveira *et al.* (1996), pode implicar em erro na estimação da área da elipse, em particular quando o ângulo de inclinação estiver próximo de 90° . Por outro lado, quando y é considerada variável independente (MRL $y-x$), o erro ocorrerá para ângulos próximos de 0 ou 180° .

A área e o ângulo de inclinação da elipse das oscilações do CP estão relacionados com a direção do deslocamento do CP, a qual, por sua vez, depende da base de apoio. Com o protocolo de pés separados, o deslocamento do CP tende a ser maior na direção A/P (McIlory e Maki, 1997), resultando em ângulo de inclinação próximo de 90° (Oliveira *et al.*, 1996). Reduzindo-se a base de apoio, o deslocamento do CP torna-se mais disperso na direção M/L (Chiari *et al.*, 2002), com ângulo de inclinação próximo de 0 ou 180° (Oliveira *et al.*, 1996). Para minimizar o erro de tendência central, Oliveira *et al.* (1996) propõem a utilização da Análise de Componentes Principais para obter a inclinação e a área da elipse, considerando as duas variáveis como equivalentes.

O conhecimento de que a maioria das pessoas (54 a 90%, segundo Lacour *et al.*, 1997), durante a postura bípede, apresenta menor oscilação corporal com os olhos abertos (OA) do que com estes fechados (OF) evidencia a importância da informação visual na manutenção da postura (de Weerd e Spaepen, 1999). Por outro lado, outros sujeitos, às vezes denominados de *cegos posturais* (Gagey e Weber, 2000) ou *não visão-dependentes* (Chiari *et al.*, 2000), apresentam maiores oscilações na condição OA. Entretanto, conforme reportado por Kelly *et al.* (2005) e Lacour *et al.* (1997), oscilações maiores com OA também foram observadas em pessoas normais, resultados estes interpretados como decorrentes de contribuições distintas do sistema visual no controle da oscilação corporal.

Na classificação dos sujeitos em *cegos posturais* ou *normais*, o Quociente de Romberg (QR) tem sido utilizado como indicador do uso da visão no controle postural (Gagey e Weber, 2000). Este quociente é definido como a razão entre as áreas de oscilação do CP em duas condições distintas, OF e OA, usualmente calculadas a partir da elipse no plano (x,y) , aplicando-se o MRL $x-y$. Ainda segundo esses autores, este parâmetro, cujo valor médio situa-se em torno de 250, teria como limiar de separação entre classes o valor de 112. O presente trabalho visa investigar o emprego do QR na distinção entre sujeitos que utilizam adequadamente ou não a visão no controle postural, sendo este quociente calculado a partir da estimação da área elíptica de oscilação utilizando-se a Análise de Componentes Principais (ACP) e os dois procedimentos de regressão linear.

Materiais e Métodos

Inicialmente 150 indivíduos deveriam participar deste estudo, tendo como critério de inclusão serem desprovidos de patologias neurológicas e/ou de equilíbrio, sem déficit visuais (por utilização de lentes corretivas ou não), bem como desprovidos de quaisquer problemas osteomioarticulares que impedissem a permanência dos mesmos a posição ortostática, necessária para a realização de exame estabilométrico. Além disso, quando da anamnese, obteve-se informação sobre cefaléia, indisposição, vertigem, fadiga visual, utilização de óculos ou lentes de contato corretivas. Assim, foram excluídos do estudo aqueles indivíduos (N = 6) que apresentavam os sinais/sintomas citados anteriormente, exceto o uso de lentes corretivas no ato do experimento. Como decorrência, a casuística deste estudo passou a ser constituída de 144 indivíduos, sendo 84 homens e 60 mulheres, com faixa etária de 18 a 50 anos ($40,84 \pm 7,71$ anos), estatura de

166,30 ± 21,44 cm e massa de 69,19 ± 12,83 kg. Cabe ainda salientar que somente participaram desta pesquisa os sujeitos que assinaram o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido.

Os voluntários foram submetidos a exames estabilométricos, realizados sob as mesmas condições ambientais, em posição ortostática, com pés descalços, base de apoio com calcanhares afastados em dois centímetros, pés formando ângulo de abertura de 30° e braços ao longo do corpo, conforme especificações da *Association Française de Posturologie* (Bizzo *et al.*, 1985). Inicialmente, efetuou-se a coleta de dados na condição de olhos abertos (OA) e, posteriormente, com olhos fechados (OF), ambas por 30 s (Bizzo *et al.*, 1985).

Para a aquisição dos sinais estabilométricos, utilizou-se um sistema composto por uma plataforma de força portátil (capacidade máxima de 150 kg) constituída por três células de carga modelo MS50 (Excel Sensores, São Paulo), dispostas formando um triângulo isósceles com altura igual à base (300 mm), sobre um suporte quadrado (400 × 400 mm) (Figura 1). Os três sinais (um para cada célula de carga) foram, então, amplificados (ganho 600) e sofreram filtragem *anti-aliasing* (20 Hz) usando-se o amplificador MCS 1000 (Lynx Tecnologia, São Paulo), configurado por *hardware*. Finalmente, foram amostrados na frequência de 50 Hz com o sistema de aquisição de sinais CAD 1232 (Lynx Tecnologia, São Paulo), com resolução de 12 bits, e armazenados em um microcomputador pessoal (Pentium III).

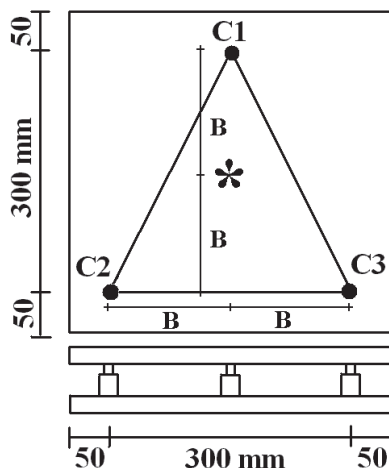


Figura 1. Esquema da Plataforma de força com três células de carga (C1, C2 e C3). (*) indica o centro da plataforma. **Figure 1.** Scheme of the force platform with three load cells (C1, C2 and C3). (*) indicates the centre of the force platform.

A posição do CP no plano (x,y) foi calculada a partir da disposição das células de carga (Figura 1). No eixo médio-lateral, para qualquer instante de tempo k , tem-se:

$$x(k) = B [S_3(k) - S_2(k)] / S(k) \quad (1)$$

e para o eixo ântero-posterior:

$$y(k) = B \{S_1(k) - [S_2(k) + S_3(k)]\} / S(k), \quad (2)$$

onde $B = 150$ mm é metade da base do triângulo isósceles formado pela disposição das células de carga, $S_1(k)$, $S_2(k)$ e $S_3(k)$ referem-se aos valores medidos no instante k pelas células de carga, C1, C2 e C3, respectivamente, e $S(k) = \sum_{i=1}^3 S_i(k)$.

Utilizando-se o plano bidimensional de deslocamentos M/L e A/P de CP (estaticinesiograma), as áreas de oscilação dos voluntários nas condições de olhos fechados (A_{OF}) e abertos (A_{OA}) foram calculadas por três modos distintos, tendo como base a elipse que considera a dispersão da oscilação, σ_x e σ_y (desvios padrão de x e y , respectivamente) e seus valores médios \bar{x} e \bar{y} . Primeiramente, por meio do Método de Regressão Linear, determinou-se a reta de regressão, considerando x como variável independente (MRL x - y), a partir da qual a elipse de eixos dados por $2\sigma_x$ e $2\sigma_y$, centrada em (\bar{x}, \bar{y}) , foi construída. O segundo método utilizou procedimento similar, porém, se $\sigma_x < \sigma_y$, a reta de regressão foi obtida considerando-se y como variável independente, técnica denotada por MRL σ_x - σ_y . Para o terceiro método, aplicou-se a Análise de Componentes Principais (ACP) às coordenadas dos pontos, definindo-se a direção do eixo principal da elipse a partir do primeiro autovetor da matriz de covariância:

$$R = \begin{bmatrix} \sigma_{x,x}^2 & \sigma_{x,y}^2 \\ \sigma_{y,x}^2 & \sigma_{y,y}^2 \end{bmatrix} \quad (3)$$

onde σ_{ij}^2 é a covariância de $i = x,y$ com $j = x,y$. Para o eixo menor, utilizou-se o segundo autovetor, o qual é ortogonal ao eixo maior.

Os ângulos de inclinação das elipses foram calculados para cada método. Para o MRL, quando x era a variável independente, utilizou-se a equação:

$$\hat{\text{ângulo}} = 57,3 \cdot \text{arc tan}(a) \quad (4)$$

onde 57,3 é a constante de transformação de radianos em graus; a é o coeficiente angular da reta que mi-

minimiza o erro médio quadrático, dado por $\sigma_{y,x}^2/\sigma_{x,x}^2$. Por outro lado, quando y era a variável independente, o coeficiente angular a da reta que minimiza o erro médio quadrático foi obtido por $\sigma_{y,y}^2/\sigma_{x,y}^2$. Neste caso, o ângulo de inclinação foi calculado pela equação:

$$\hat{\text{ângulo}} = 57,3 \cdot (\pi/2 - \arctan(a)). \quad (5)$$

No caso da ACP, utilizou-se a expressão (4), porém a é o coeficiente angular da reta obtida pelo primeiro autovetor da matriz de covariância (R) (Equação 3), dado por $\sigma_{x,y}^2/(\sigma_{pc}^2 - \sigma_{y,y}^2)$. Assim, σ_{pc}^2 foi definido como:

$$\sigma_{pc}^2 = (\sigma_{x,x}^2 + \sigma_{y,y}^2 \pm \sqrt{(\sigma_{x,x}^2 - \sigma_{y,y}^2)^2 + 4(\sigma_{x,y}^2)^2})/2 \quad (6)$$

O quociente de Romberg (QR) foi então estimado como:

$$QR = (A_{OF} / A_{OA}) \times 100 \quad (7)$$

Resultados

Os parâmetros ângulo de inclinação e área de oscilação das elipses obtidos pelos dois métodos de regressão linear, nas duas condições de exame, foram comparados aos respectivos parâmetros calculados utilizando-se a ACP, para toda a casuística em estudo. A cada valor de ângulo de inclinação obtido por ACP associou-se o respectivo valor de ângulo de inclinação calculado via MRL, construindo-se, então, o diagrama de espalhamento (Figura 2). O mesmo critério foi utilizado para o parâmetro área de oscilação (Figura 3). Em ambos os casos, tomaram-se como base a reta de identidade para ACP (ambos os eixos referem-se a esse método).

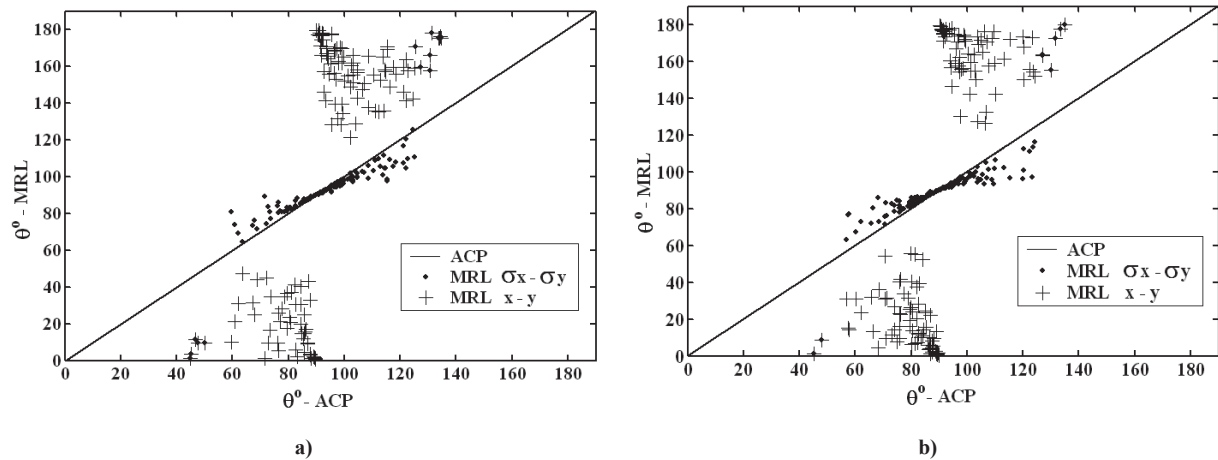


Figura 2. Diagramas de espalhamento dos ângulos de inclinação (θ) das elipses estimadas por MRL versus aquelas obtidas via ACP: **(a)** olhos abertos, **(b)** fechados. **Figure 2.** Scattering Diagrams of the angles of inclination (θ) estimated by linear regression (MRL) versus that obtained using principal component analysis (ACP): **(a)** eyes open, **(b)** closed.

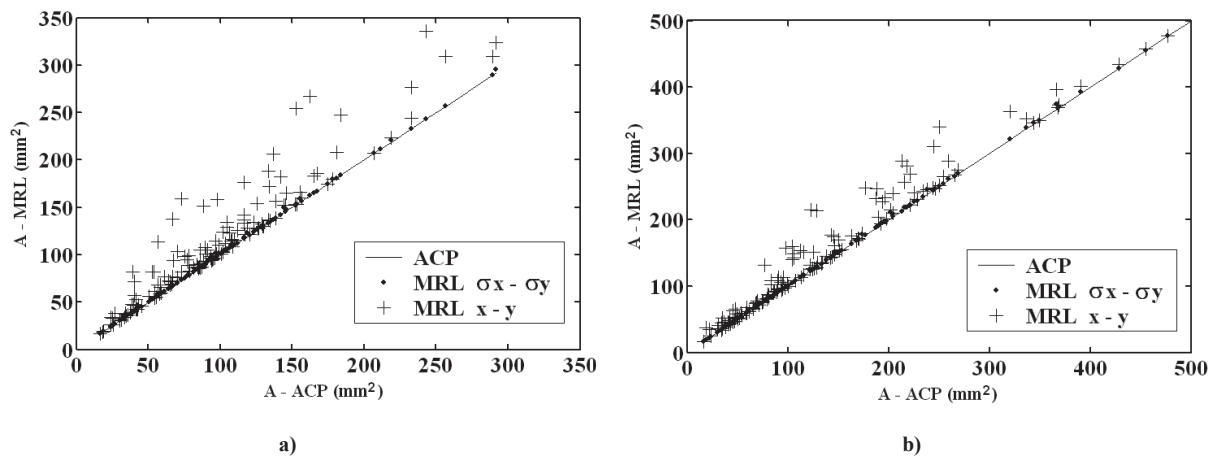


Figura 3. Diagramas de espalhamento das áreas (A) de oscilação das elipses estimadas por MRL versus aquelas obtidas via ACP: **(a)** olhos abertos, **(b)** fechados. **Figure 3.** Scattering Diagrams of the sway area (A) estimated by linear regression (MRL) versus that obtained using principal component analysis (ACP): **(a)** eyes open, **(b)** closed.

Os valores dos ângulos de inclinação obtidos via MRL $\sigma_x - \sigma_y$, com $\sigma_x < \sigma_y$, tanto para OA quanto para OF (Figura 2), apresentaram-se mais próximos dos valores obtidos via ACP (reta de identidade), principalmente para ângulos de inclinação próximos de 90°. Maiores discrepâncias ocorreram nos valores obtidos via MRL $x-y$ e via MRL $\sigma_x - \sigma_y$, quando $\sigma_x > \sigma_y$. Similarmente ao ângulo de inclinação, os diagramas de espalhamento das áreas das elipses estimadas por MRL *versus* as estimadas via ACP (Figura 3) também forneceram valores de área calculados usando-se MRL $\sigma_x - \sigma_y$ mais próximos daqueles via ACP do que dos obtidos por MRL $x-y$.

O teste de Wilcoxon para amostras pareadas ($\alpha = 0,05$) aplicado às distribuições de cada parâmetro indicou que a hipótese de igualdade das medianas para as técnicas ACP e MRL $\sigma_x - \sigma_y$ pode ser aceita, tanto para o ângulo de inclinação ($p = 0,910$ para OA e $p = 0,554$ para OF) quanto para a área de oscilação ($p = 0,453$ para OA e $p = 0,277$ para OF), demonstrando, portanto, a similaridade entre os métodos. Entretanto, para a distribuição obtida via MRL $x-y$, rejeitou-se, em ambos os casos, a hipótese de igualdade das medianas ($p < 0,05$).

Os histogramas de QR (Figura 4) para a casuística em estudo (144) apresentaram morfologia bimodal somente para ACP e para MRL $\sigma_x - \sigma_y$. O teste de Wilcoxon ($\alpha = 0,05$) aplicado às distribuições de QR indicou que a hipótese de igualdade das medianas para as técnicas ACP e MRL $\sigma_x - \sigma_y$ pode ser aceita com $p = 0,108$, demonstrando a semelhança entre os dois métodos. Entretanto, para as distribuições obtidas com as técnicas ACP e MRL $x-y$, o teste resultou em $p = 0,047$, rejeitando-se assim a hipótese de igualdade de medianas.

Considerando-se a bimodalidade do histograma de QR de MRL $\sigma_x - \sigma_y$ (ou de ACP) e tomando-se QR = 112 (limite inferior do valor de QR para sujeitos normais,

conforme Gagey e Weber, 2000), duas classes distintas foram determinadas, para as quais a hipótese de gaussianidade foi assumida ($p < 0,05$) com base no teste de Anderson-Darling ($\alpha = 0,05$). Adotando-se este mesmo critério para o histograma de QR de MRL $x-y$, ainda assim, esta hipótese pode ser assumida. Como decorrência, duas Gaussianas foram ajustadas a cada histograma (Figura 4); para a primeira, o valor médio e o desvio-padrão foram calculados para os valores de QR < 112 , e para a segunda, valores de QR ≥ 112 , tendo sido desconsiderados valores superiores a 350 (considerados discrepantes).

O valor de QR da intersecção das Gaussianas foi, então, utilizado como separador entre classes, o qual para ACP (118) é bastante próximo daquele obtido com MRL $\sigma_x - \sigma_y$ (116) e superior ao com MRL $x-y$ (105). Como sugerido por Chiari *et al.* (2000), as classes foram denominadas de *Não-Visão (NV)* e *Visão (V)*, respectivamente, para os valores de QR menores e maiores que o da intersecção das Gaussianas (Figura 4). Assim, a classificação obtida com ACP é próxima daquela com MRL $\sigma_x - \sigma_y$ (valores médios e dispersão de QR quase idênticos para cada classe), porém razoavelmente distinta da obtida com MRL $x-y$ (Tabela 1). O emprego do MRL $x-y$ diminuiu o valor médio de QR em até 15% para a classe NV. A aplicação do teste *t-Student* aos valores médios de QR, obtidos pelos três métodos, confirma a aceitação ($p = 0,995$) da hipótese de igualdade entre as médias somente para os métodos ACP e MRL $\sigma_x - \sigma_y$.

Com base nos valores de QR que delimitam a região de superposição, obtidos para os três métodos, a casuística foi agrupada em quatro subclasses, denominadas de *Não-Visão (NV)*, *Não-Visão Superposição (NV_s)*, *Visão Superposição (V_s)* e *Visão (V)*. A Tabela 2 apresenta o número de sujeitos em cada subclasse para cada método aplicado e os valores de QR médios e respectivos desvios-padrão.

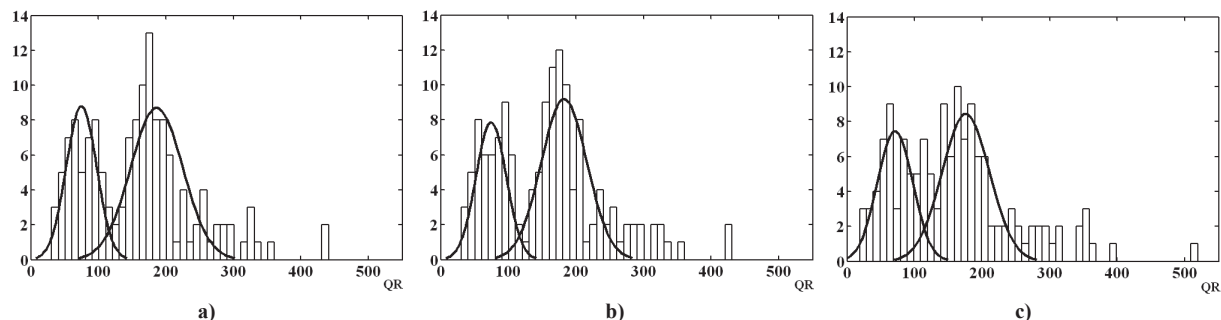


Figura 4. Histogramas de QR com as Gaussianas ajustadas às distribuições pelos métodos: **a)** ACP, **b)** MRL $\sigma_x - \sigma_y$, **c)** MRL $x-y$. **Figure 4.** Histograms of the Romberg's Quotient (QR) with Gaussians adjusted to the distributions obtained by **a)** ACP, **b)** MRL $\sigma_x - \sigma_y$, **c)** MRL $x-y$.

Tabela 1. Classificação dos voluntários (M_c) em Visão (**V**) e Não-Visão (**NV**) com base em QR determinado por ACP e MRL.
Table 1. Classification of the subjects (M_c) in Vision (**V**) and Non-Vision (**NV**) based on QR obtained by ACP and MRL.

	M_c			QR		
	ACP	MRL		ACP	MRL	
		$\sigma_x-\sigma_y$	$x-y$		$\sigma_x-\sigma_y$	$x-y$
V	93	94	101	206,6 ± 63,5	205,0 ± 63,8	198,4 ± 74,8
NV	51	50	43	75,6 ± 23,0	74,5 ± 22,3	64,8 ± 22,7

Com base na Tabela 2 de classificação de QR utilizando-se ACP, calculou-se a média e o desvio-padrão do parâmetro área de oscilação (Figura 5), observando-se, portanto, o comportamento do mesmo em relação ao QR. Como ilustrado na Figura 5, durante exame de OA, os valores médios das áreas de oscilação das subclasses NV (114,88 mm²) e NV_s (104,09 mm²) foram maiores que aqueles obtidos para as subclasses V_s (64,10 mm²) e V (93,48 mm²), porém, a aplicação do teste *t-Student* demonstrou não haver diferenças significativas entre as classes ($p > 0,05$ em todos os testes – Tabela 3). Na condição OF (Figura 5), as áreas de oscilação das subclasses NV_s (98,03 mm²) e V_s (82,83 mm²) não apresentaram diferenças significativas ($p = 0,41$). Para as mesmas, aceita-se a hipótese alternativa de que os valores da área são maiores que aquele obtido pela subclasse NV (64,64 mm²) e menores que o da subclasse V (182,32 mm²), com $p \ll 0,001$, em ambos os casos. Para este parâmetro, demonstrou-se, portanto, não haver diferenças significativas entre as subclasses NV_s e V_s.

Discussão

Para a casuística desse estudo (144 voluntários), os parâmetros da elipse da distribuição dos deslocamentos

do CP obtidos utilizando-se a ACP apresentaram valores similares aos estimados via MRL $\sigma_x-\sigma_y$ ($\alpha = 0,05$). O cálculo dos parâmetros utilizando-se a ACP (em conformidade com Oliveira *et al.*, 1996) e o MRL alternativo aqui empregado para $\sigma_x < \sigma_y$ evidenciaram a diferença no ângulo de inclinação e, conseqüentemente, na estimação da área de oscilação e QR ao se utilizar o MRL $x-y$ (Hasan, 1990). Entretanto, para $\sigma_x > \sigma_y$, a técnica alternativa MRL $\sigma_x-\sigma_y$ se iguala ao MRL $x-y$, produzindo resultado similar à ACP, corroborando os achados de Oliveira *et al.* (1996), no qual a similaridade entre MRL e ACP depende da direção preferencial do deslocamento: A/P (y independente – MRL $y-x$) ou M/L (x independente – MRL $x-y$).

Conforme ilustrado nos diagramas de espalhamento referentes aos ângulos de inclinação (Figura 2), a técnica MRL $x-y$ apresentou resultados discrepantes ($p < 0,05$) daqueles obtidos via ACP e MRL $\sigma_x-\sigma_y$ ($\sigma_x < \sigma_y$) para ângulos próximos de 90°. Neste caso, as maiores dispersões na direção A/P (observadas na casuística) resultaram em maiores erros no cálculo da rotação e na definição, via técnica MRL $x-y$, da superfície de confiança em 95% da amostra das posições do CP (Newell *et al.*, 1997; Takagi *et al.*, 1985). Nas elipses com inclinações próximas a 0 e 180°, a diferença entre

Tabela 2. Classificação dos voluntários (M_c) em Não-Visão (**NV**), Não-Visão Superposição (**NV_s**), Visão Superposição (**V_s**) e Visão (**V**) com base em QR obtidos por ACP e MRL. **Table 2.** Classification of the subjects (M_c) in Non-Vision (**NV**), Non-Vision Superposition (**NV_s**), Vision Superposition (**V_s**) and Vision (**V**), based on QR obtained by ACP and MRL.

	M_c			QR		
	ACP	MRL		ACP	MRL	
		$\sigma_x-\sigma_y$	$x-y$		$\sigma_x-\sigma_y$	$x-y$
V	88	87	83	186,2 ± 38,6	210,1 ± 61,9	214,8 ± 71,6
V_s	5	7	18	131,6 ± 4,1	128,7 ± 8,4	119,2 ± 10,1
NV_s	23	23	26	95,5 ± 10,5	94,8 ± 9,0	79,9 ± 13,7
NV	28	27	17	56,5 ± 13,3	57,8 ± 13,7	41,7 ± 10,9

Tabela 3. Valor p dos testes t-Student ($\alpha = 0,05$) aplicados aos valores médios da área de oscilação com olhos abertos (OA) das Subclasses Não-Visão (**NV**), Não-Visão Superposição (**NV_s**), Visão Superposição (**V_s**) e Visão (**V**), sob a hipótese de igualdade das médias. **Table 3.** p-value of the t-Student test ($\alpha = 0.05$) applied at mean values of the oscillation area with eyes open (OA) of the subclass Non-Vision (**NV**), Non-Vision Superposition (**NV_s**), Vision Superposition (**V_s**) and Vision (**V**), by null hypothesis: mean area are equals.

	NV - NV_s	NV - V_s	NV - V	NV_s - V_s	NV_s - V	V_s - V
p	0,4917	0,0994	0,1013	0,0585	0,3822	0,2458

os valores é maior em relação ao MRL onde y é a variável independente (MRL $y-x$), justificando o critério alternativo aqui adotado para o MRL $\sigma_x-\sigma_y$. Neste método, a comparação entre σ_x e σ_y permitiu tomar como variável independente aquela com maior dispersão, produzindo resultados mais próximos àqueles obtidos via ACP.

Como decorrência da técnica utilizada na determinação da elipse, os valores da área de oscilação do CP com OA e OF (diagramas de espalhamento apresentados na Figura 3), obtidos via MRL $x-y$, também apresentaram diferenças significativas ($p < 0,05$), quando comparados à técnica ACP. O fato dos resultados obtidos, tanto para o ângulo de inclinação quanto da área de oscilação, serem bastante próximos para as técnicas MRL $\sigma_x-\sigma_y$ (com $\sigma_x < \sigma_y$) e ACP pode ser explicado pela escolha do protocolo de posicionamento dos pés. No protocolo utilizado, o posicionamento dos pés (calcanhares afastados dois centímetros formando ângulo de 30°) pode ter aumentado as oscilações na direção A/P e, conseqüentemente, a dispersão nesta direção (similarmente a McIlroy e Maki, 1997). Maior dispersão na direção A/P define, portanto, a variável y como independente ($\sigma_x < \sigma_y$), fato ocorrido para a maioria dos voluntários. Caso o protocolo de posicionamento dos pés seguisse o teste de Romberg clássico, com pés unidos (McIlroy e Maki, 1997), as oscilações tenderiam a ocorrer na direção M/L, com a técnica MRL $x-y$ proporcionando resultados mais próximos da ACP e do MRL $\sigma_x-\sigma_y$ ($\sigma_x > \sigma_y$).

As distribuições bimodais mostradas nos histogramas de QR sugerem que os 144 sujeitos poderiam ser agrupados em duas classes. Como critério de separação das classes foi, então, proposto o ponto de intersecção das Gaussianas, diferentemente do adotado por Gagey e Weber (2000), ou seja, QR = 112 como separador entre populações de *normais* e de *cegos posturais*. Entretanto, estes autores utilizaram a técnica MRL $x-y$ para estimar as áreas elípticas, o que, como apontado anteriormente, resulta em erro na estimativa de QR. Assim, ao se utilizarem as técnicas ACP e MRL $\sigma_x-\sigma_y$,

obtiveram-se valores médios de QR para a classe *Visão* cerca de 20% inferiores àquele apontado por Gagey e Weber (2000) para sujeitos *normais* (250). Tais diferenças também podem ser justificadas pelo emprego de uma amostra populacional distinta e pelo método de ajuste das Gaussianas, que emprega exclusão de valores extremos.

Embora o método ACP seja o mais adequado à estimação da área e, conseqüentemente, ao QR, a comparação estatística dos parâmetros calculados pelos três métodos demonstrou que o MRL $\sigma_x-\sigma_y$ pode também ser empregado ($p = 0,108$). Conseqüentemente, observou-se coincidência na classificação final com base no QR obtido via ACP e MRL $\sigma_x-\sigma_y$, com 65% dos voluntários considerados *normais* (Classe *Visão*), portanto dentro da faixa de 54 a 90% observada por Lacour *et al.* (1997).

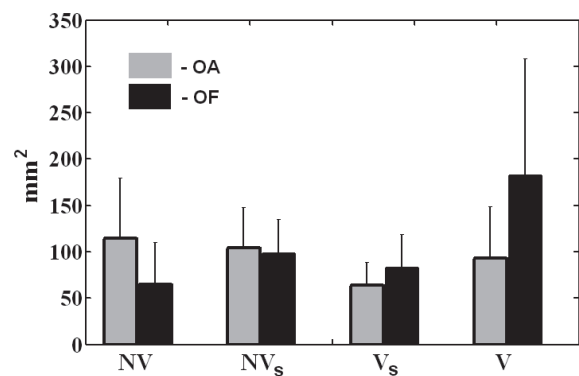


Figura 5. Valores médios e desvio padrão da área de oscilação das subclasses Não Visão (**NV**), Não-Visão Superposição (**NV_s**), Visão Superposição (**V_s**) e Visão (**V**) para olhos abertos (OA) e fechados (OF). **Figure 5.** Mean values and standard deviation of the sway area of the subclasses Non-Vision (**NV**), Non-Vision Superposition (**NV_s**), Vision Superposition (**V_s**) and Vision (**V**) with eyes open (OA) and closed (OF).

Entretanto, a utilização da classificação com base nos valores limítrofes das Gaussianas ajustadas e no ponto de intersecção, possibilita a análise de comportamento do parâmetro área de oscilação do CP nas condições OA e OF (Figura 5) de quatro subclasses (Tabela 2). A aplicação do teste *t-Student* demonstrou não haver diferenças significativas entre as classes durante OA (Tabela 3). Este resultado contradiz Gagey e Weber (2000) e Kelly *et al.* (2005), segundo os quais se deveria esperar um aumento nas oscilações A/P e, conseqüentemente, na área de oscilação, nos indivíduos com baixa acuidade visual apontados pelos respectivos valores de QR. Para a subclasse V, a comparação entre OA e OF demonstra que a área média durante OF é aproximadamente duas vezes a área de OA (similarmente ao apontado por Chiari *et al.*, 2000 e Kelly *et al.*, 2005). Entretanto, para a subclasse NV, não havendo diferença no valor da área na condição OA entre as subclasses (Tabela 3), não faz sentido a denominação *Não-Visão* proposta por Chiari *et al.* (2000) e por Gagey e Weber (2000). Para esses autores, os sujeitos classificados em NV (*cego postural*), não integram corretamente os estímulos visuais no controle postural, embora a visão possa ser normal (baseada em exames oftalmológicos). Portanto, similar ao apontado por Kelly *et al.* (2005) e por Lacour *et al.* (1997), há a possibilidade de que os voluntários do estudo não apresentem alteração do sistema visual que comprometa o controle postural.

A opção por métodos mais robustos para a estimação da área e, conseqüentemente, do QR, não confere, portanto, um aumento relevante na eficácia da classificação quanto à utilização da visão no controle postural. A adoção de um único parâmetro, estimado a partir de um único teste estabilométrico, pode induzir classificações errôneas, particularmente porque o equilíbrio postural pode ser mantido sob diferentes estratégias de distribuição de peso no apoio bipodal (Chiari *et al.*, 2000 e 2002). Segundo esses autores, resultados mais consistentes devem basear-se em testes repetidos e utilizando diferentes estratégias de apoio.

Conclusão

A regressão linear somente pode ser usada na determinação da área elíptica do estatocinesiógrama caso se estabeleça, *a priori*, como variável independente aquela de maior dispersão (método MRL $\sigma_x - \sigma_y$). Neste caso, resultados similares ao ACP ($\alpha = 0,05$) são obtidos, evitando-se assim o erro de tendência central da metodologia clássica de se aplicar diretamente o MRL $x-y$. Segundo estes métodos, o cálculo do QR seria, então, mais adequado para a classificação quanto à utilização

da visão no controle postural, a qual deve basear-se no ponto de intersecção entre as Gaussianas ajustadas à distribuição bimodal. Finalmente, cabe salientar que, na condição OA, as áreas de oscilação das quatro subclasses definidas com base na região de superposição entre as Gaussianas ajustadas à distribuição bimodal de QR (V, V_r, NV_s e NV), não apresentaram diferenças significativas ($p > 0,05$). Tais achados indicam ser inadequado denominar quaisquer subclasses como *não-visão* ou *cegos posturais*, considerando-se apenas o QR.

Agradecimentos

Este trabalho foi financiado com recursos do CNPq.

Referências

- Bizzo G., Guillet N., Patat A., Gagey P. (1985), "Specifications for building a vertical force platform designed for clinical stabilometry", *Medical & Biological Engineering & Computing*, v. 23, n. 5, p. 474-476
- Chiari, L., Bertani, A., Capello, A. (2000), "Classification of visual strategies in human postural control by stochastic parameters", *Human Movement Science*, v. 19, n. 6, p. 817-842.
- Chiari, L., Rocchi, L., Cappello, A. (2002), "Stabilometric parameters are affected by anthropometry and foot placement", *Clinical Biomechanics*, v. 17, n. 9, p. 666-677.
- Gagey, P.M., Weber, B. (2000), *Posturologia: regulação e distúrbio da posição ortostática*, 2ª ed., Rio de Janeiro: Manole.
- Hasan, S.S., Goldner, D.N., Lichtenstein, M.J., Shiavi, R.G. (1990), "Selecting a suitable biomechanics platform measure of sway", In: *Proceedings of the 12th Annual International Conference of the IEEE Engineering in Medicine and Biology Society*, Philadelphia, v. 12, n. 5, p. 2105-2106, 01-04 Nov.
- Kelly, J.W., Loomis, J.M., Beall, A.C. (2005), "The importance of perceived relative motion in the control of posture", *Experimental Brain Research*, v. 161, n. 3, p. 285-292.
- Lacour, M., Barthelemy, J., Borel, L., Magnan, J., Xerr, C., Chays, A., Ouakne, M. (1997), "Sensory strategies in human postural control before and after unilateral vestibular neurotomy", *Experimental Brain Research*, v. 115, n. 2, p. 300-310.
- McIlory, W.E., Maki, B.E. (1997), "Preferred placement of the feet during quiet stance: development of a standardized foot placement for balance", *Clinical Biomechanics*, v. 12, n. 1, p. 66-70.
- Newell, K.M., Slobounov, S.M., Slobounova, B.S., Molenaar, P.C.M. (1997), "Short-term non-stationarity and the development of postural control", *Gait & Posture*, v. 6, n. 1, p. 56-62.
- Oliveira, L.F., Simpson, D.M., Nadal, J. (1996), "Calculation of area stabilometric signals using principal component analysis", *Physiological Measurement*, v. 17, n. 4, p. 305-12.
- Patla, A.E. (1997), "Understanding the roles of vision in the control of human locomotion", *Gait & Posture*, v. 5, n. 1, p. 54-69.
- Rougier, P. (1999), "Influence of visual feedback on successive control mechanisms in upright stance in humans

- assessed by fractional Brownian motion modeling”, *Neuroscience Letters*, v. 266, n. 3, p. 157-160.
- Takagi, A., Fujimura, E., Suehiro, S. (1985), “A new method of statokinesiogram area measurement. Application of a statistically calculated ellipse”, In: *Vestibular and visual control of posture and locomotor equilibrium*, Eds.: M. Igarashi, F.O. Black, Basel: Karger, p. 74-79.
- de Weerd, W., Spaepen, A. (1999), “Balance”, In: *Functional Human Movement: Measurement and Analysis*, Eds.: B.R. Durward, G.D. Baer, P.J. Rowe, Oxford: Butterworth-Heinemann, p. 203-218.