

O intercepto γ_0 , do valor de -4,295276 (Quadro 5), é o log das chances de eleição de um tipo padrão de candidato, que possui todas as variáveis com valor 0 e $u_{0j} = 0$. Transformando o log das chances em probabilidade, calculamos a expressão:

$$\frac{1}{(1 + \exp\{4,295276\})} = 0,01345. \quad (6)$$

Em palavras, o modelo indica que, hipoteticamente, uma mulher que cursou até o Primeiro Grau incompleto, que não concorreu à reeleição e era candidata pelo Partido Verde sem concorrência numa UF padrão (em que $u_{0j} = 0$), teve 1,34% de probabilidade de ser eleita em 2006.

A densidade da concorrência (CANDPVAG) está associada a menores chances de vitória eleitoral ($\alpha_1 = -0,062598$, conforme Quadro 5). O coeficiente α_1 negativo indica que quando aumenta o número de candidatos por vaga, diminuem as chances de eleição. Assim, dentro de uma UF qualquer (isto é, mantendo-se constante a variabilidade aleatória u_{0j}), cada unidade acrescida na densidade da concorrência em 2006 provocou uma diminuição de 0,062 no log das chances de eleição. Ou seja, numa UF hipotética que tivesse 1 candidato concorrendo para cada vaga, a probabilidade de eleição de um candidato qualquer seria 1,26% menor do que se não houvesse nenhum candidato por vaga (conforme a equação 7).

$$\frac{1}{(1 + \exp\{4,295276 + 0,062598 \times 1\})} = 0,01264 \quad (7)$$

O sexo dos candidatos aparentemente não teve um efeito geral sobre a elegibilidade em 2006. O p-valor do efeito fixo do sexo foi alto, da ordem de 0,451, indicando não haver evidências de que na média nacional o sexo tenha interferido no log das chances de eleição. Contudo, houve uma variação do efeito do sexo entre as UFs – conforme indicado pelo Quadro 6, o componente da variância do sexo entre as UFs u_{1j} é igual a 1,20536 e possui p-valor baixo. Isso quer dizer que embora na média nacional o sexo não haja tido grande efeito sobre o log das chances, em algumas UFs ele teve grande relevância, interferindo nas chances de eleição de homens e mulheres. Ainda assim, de acordo com os coeficientes calculados no modelo 13, candidatos do sexo masculino tiveram no geral maiores chances de sucesso eleitoral em 2006 ($\gamma_1 = 0,232661$). Mantendo constantes todas as outras variáveis do modelo, um candidato homem obteve 0,23 log de chances a mais do que se fosse mulher, ou 1,26 vezes as chances de uma mulher com as mesmas características (conforme a Razão de Chances do sexo no Quadro 5, pois $\exp(0,23) = 1,26$). Portanto, o sexo masculino está associado a maiores chances de eleição. Nossa candidata de referência – que cursou até o Primeiro Grau incompleto, não concorre à reeleição, é membro do Partido Verde, numa UF padrão (em que $u_{0j} = 0$ e $u_{1j} = 0$), com uma densidade de concorrência igual a 9 candidatos por vaga (próxima à densidade média nacional) – teria uma probabilidade de 0,7% de ser eleita. Um candidato homem, na mesma situação, teria 0,9% de probabilidade de eleição.

Já com relação à escolaridade, os resultados do ajuste do modelo 5.13 mostraram que têm maiores chances de eleição aqueles com maiores níveis educacionais. Curiosamente, o coeficiente γ_2 da variável PRIMCOUM assumiu um valor negativo (-0,733953, conforme Quadro 5), indicando que os candidatos que possuíam o Primeiro Grau completo ou mais estavam em desvantagem em relação aos que sequer tinham completado o Primeiro Grau. Contudo, os coeficientes de SEGCOUM e SUPCOMPL assumiram valores positivos e maiores em módulo que o coeficiente de PRIMCOUM ($\gamma_3 = 0,920006$ e $\gamma_4 = 0,917475$, respectivamente, de acordo com o Quadro 5). Desse modo, somos levados a crer que indivíduos com o Primeiro Grau completo e Segundo Grau incompleto estavam em desvantagem eleitoral em relação aos que sequer completaram o Primeiro Grau. Estes por sua vez estavam em desvantagem em relação aos que completaram o Segundo Grau e aos que completaram o Nível Superior. Numa UF padrão, em que os componentes da variância fossem iguais a zero, possuir o Segundo Grau completo aumentaria o