

XIII Congresso Brasileiro de Sociologia
29 de maio a 1 de junho de 2007, UFPE, Recife (PE)

Grupo de Trabalho GT06
Democracia e Desigualdades Sociais

Desigualdades sociais e cultura política em Belo Horizonte

Mario Fuks
mariofuks@uol.com.br

Bruno Reis
brunoreis@ufmg.br

Fabício Fialho
fabricioc@ufmg.br

Universidade Federal de Minas Gerais

Belo Horizonte, abril de 2007

Desigualdades sociais e cultura política em Belo Horizonte^{*}

Mario Fuks

Bruno Reis

Fabício Fialho

INTRODUÇÃO

A relação entre desigualdades e democracia é um dos principais eixos sobre os quais a Ciência Política contemporânea tem se debruçado. Alguns autores abordam o desenvolvimento econômico e o nível de relativa igualdade interna de cada país como condição favorável ou mesmo requisito do regime democrático (DAHL, 1997; PRZEWORSKI, ALVAREZ, CHEIBUB & LIMONGI, 1996; PRZEWORSKI, CHEIBUB & LIMONGI, 2003). Outros têm se voltado para o impacto de assimetrias sociais e os diferentes graus de acesso a recursos sobre a participação política, cujo efeito se daria na direção de um preenchimento desigual de direitos políticos universais (DAHL, 1990; PATEMAN, 1970; VERBA & NIE, 1987; VERBA, SCHLOZMAN & BRADY, 1995).

Neste trabalho, buscamos explorar algumas relações entre desigualdades sociais e democracia lançando mão de dados brasileiros recentes. Se as desigualdades educacionais, financeiras, de gênero, dentre tantos outros indicadores de posição social são, sem dúvida, importantes para a compreensão de posições desiguais tomadas pelos indivíduos perante o sistema político, como já tem sido amplamente mostrado pela literatura a respeito, pretendemos trazer também à tona aspectos que costumam passar despercebidos.

Pretendemos trazer para nossas análises, na qualidade de fatores que nos ajudem a compreender essa desigualdade política, elementos culturais e valorativos. Tentamos não desconsiderar a importância das opiniões dos indivíduos perante a política. Se alguns autores demonstram que orientações valorativas não se distribuem aleatoriamente na população – tendendo, pelo contrário, a serem fortemente ligadas ao grupo ou classe social do qual o indivíduo faz parte (BOURDIEU, 1983), podendo, assim, constituírem-se como “subculturas” (ALMOND & VERBA, 1963; ALMOND & POWELL, 1966) –, podemos supor que tais orientações tenham relevância política.

^{*} Este trabalho reporta resultados preliminares de pesquisa em andamento. Favor não citar sem antes consultar os autores. Comentários, críticas e sugestões são bem-vindos.

Tais elementos avaliativos e de orientação se constituem em recursos politicamente importantes (FUKS, PERISSINOTTO & RIBEIRO, 2003). Mesmo considerando-se que a posse de tais recursos e as habilidades para utilizá-los se distribui de forma desigual entre indivíduos de diferentes posições sociais (REIS, 1983), cabe investigar com cuidado as relações entre posição social, opiniões e comportamento político.

Exploraremos como diferentes elementos da chamada cultura política estão distribuídos na população estudada, em que medida tal distribuição é assimétrica e quais variáveis a explicam.

Em nossas análises empíricas, utilizaremos dados da Pesquisa da Região Metropolitana de Belo Horizonte para o ano de 2005.¹ Cabe salientar que, mais do que detectar “o que determina o que e em que medida”, procuramos identificar padrões de associação entre variáveis, numa exploração ainda muitíssimo preliminar dos dados.

CULTURA POLÍTICA COMO RECURSO ASSIMETRICAMENTE DISTRIBUÍDO

Gabriel Almond e seus colaboradores definiram cultura política como um padrão de orientações subjetivas (composto por informações, crenças e valores) em relação à política compartilhados entre membros de uma sociedade.² Quando esse padrão é específico de um certo grupo, estamos diante de uma “subcultura” política (ALMOND & VERBA, 1963; ALMOND & POWELL, 1966).

A despeito de seu pioneirismo, *The Civic Culture* (ALMOND & VERBA, 1963) foi uma obra muito criticada por autores como PATEMAN (1980) por postular “culturas políticas” homogêneas no interior de cada país estudado. Isso pode ser explicado não apenas pelas limitações metodológicas da pesquisa, em função do tamanho das amostras utilizadas em *The Civic Culture* (ALMOND 1980), mas pelo próprio foco do estudo, centrado na estabilidade do regime democrático.

¹ Trata-se de pesquisa conduzida no âmbito de projeto institucional de pesquisa comparativa internacional ora em curso na UFMG, em colaboração com instituições estrangeiras tais como a Universidade de Michigan (EUA) e a Universidade da Cidade do Cabo (África do Sul), entre outras. Cabe esclarecer que, no corpo do presente texto, reportamos apenas os resultados dos testes estatísticos. Por razões de espaço, não reportamos o total das estatísticas. Estatísticas descritivas, testes bivariados, e demais testes estatísticos não presentes no corpo do texto podem ser obtidos com Fabrício Fialho através do e-mail fabricioc@ufmg.br.

² Talvez daí decorra algum problema potencial de adequação metodológica entre a idéia de uma cultura política e sua operacionalização em *surveys* de opinião, tal como apontado recentemente por JOHNSON (2003). Independentemente, porém, da fecundidade conceitual dessa discussão, vamos aqui operar na presunção tradicional, presente em longa tradição desde ALMOND & VERBA (1963), que admite a abordagem.

Nesta seção do presente artigo, não almejamos trabalhar com “médias” para a população de Belo Horizonte. Pelo contrário, o que pretendemos é justamente tentar detectar se, e como, elementos de cultura política tal como compreendida em Almond possam estar assimetricamente distribuídos na população. Como variáveis independentes, utilizaremos dimensões que cubram, em alguma medida, tanto elementos de centralidade “objetiva” quanto “subjativa”.³ Como variáveis de centralidade “objetiva”, trazemos algumas variáveis sócio-demográficas já “clássicas” em estudos de desigualdade social, quais sejam, como escolaridade (em anos de estudos completos com sucesso), renda (logaritmo da renda domiciliar *per capita*), sexo e raça auto-declarada do entrevistado. Entretanto, elementos de natureza distinta também podem configurar recursos relevantes no que diz respeito à formação das percepções a respeito do mundo político (afins à dimensão “subjativa” da “centralidade”). Estes podem ser de natureza cognitiva ou dizer respeito a engajamento ou orientação política. Neste sentido, variáveis de identificação partidária e participação em organizações sociais e políticas⁴ aparecem como relevantes para a constituição de algum arcabouço mediante o qual indivíduos percebem os acontecimentos políticos e se situam perante eles.

Elementos cognitivos: informação e interesse por política

Primeiramente, analisaremos o conhecimento dos entrevistados a respeito de ocupantes de cargos políticos. Para tal, elaboramos um índice de informação sobre ocupantes de tais cargos, composto pelas respostas dadas a uma bateria de seis questões, nas quais o entrevistado é perguntado sobre o cargo ocupado pelos seguintes políticos: Aécio Neves (governador de Minas Gerais), Fernando Pimentel (prefeito de Belo Horizonte), Kofi Annan (secretário-geral da ONU à época da realização da pesquisa), Antônio Palocci (Ministro da Fazenda à época da pesquisa), George Bush (presidente dos Estados Unidos), e Fidel Castro (presidente de Cuba). Atribuindo-se pontuação entre 0 e 3 para cada uma das questões, de acordo com o grau de precisão da resposta dada, construiu-se um índice variando de 0 a 18.

³ A idéia de “centralidade” social aparece em Milbrath (1965), definida por duas dimensões: uma subjativa (em última análise baseada no nível de informação política e em alguns outros aspectos sociopsicológicos) e outra objetiva (“verticalmente” relacionada ao status socioeconômico, e “horizontalmente” à experiência urbana e à extensão das redes sociais). A idéia subjacente é que, quanto maior for a centralidade, maior será a propensão à participação política.

⁴ Extensa literatura se volta para as relações entre o ambiente e as atividades políticas nas quais um indivíduo está inserido, assim como suas “preferências”. Tal perspectiva remontaria, pelo menos, até Marx & Engels (1974-1975), chegando a autores contemporâneos como Pateman (1970).

Aplicamos um modelo de regressão linear tomando tal índice como variável dependente e obtivemos os resultados reportados na Tabela 1.⁵ Para um indivíduo com escolaridade e logaritmo natural da renda domiciliar *per capita* médios, do sexo feminino, de cor preta, sem identificação partidária, e não atuante em organizações políticas ou não políticas, estima-se uma pontuação de 7,7 pontos no índice de informação sobre ocupantes de cargos políticos. Os aumentos da escolaridade e do logaritmo natural da renda domiciliar *per capita* se correlacionam com um aumento da pontuação no índice. Ser do sexo masculino e a declaração de identificação partidária também se correlacionam de forma positiva com um aumento no conhecimento de ocupantes de cargos políticos. No que diz respeito ao pertencimento auto-declarado a diferentes grupos de cor, obteve-se um resultado bastante curioso: enquanto se declarar pardo eleva o nível de informação política quando comparado com o grupo preto, a diferença entre brancos e pretos não é estatisticamente significativa – o que significa dizer que não podemos assumir que brancos e pretos apresentam diferentes níveis de informação, quando controlado por outras variáveis. Participação em diferentes tipos de associações e organizações (políticas e civis) não apresentou efeitos significativos.

Com relação ao acesso a *informação política por jornais e revistas*, tomamos como variável dependente um indicador que diz respeito à frequência com que o entrevistado se informa sobre política em jornais e/ou revistas, em uma escala ordinal variando entre 0 e 4.⁶ Aplicou-se um modelo de regressão ordinal deste índice sobre nossas variáveis independentes, e obtivemos os resultados reportados na Tabela 2.⁷

⁵ As tabelas estão presentes ao final do texto, logo antes das referências bibliográficas.

⁶ Nunca = 0; raramente = 1; algumas vezes por mês = 2; algumas vezes por semana = 3; diariamente = 4.

⁷ Dada a natureza da variável-resposta, pode-se objetar à aplicação deste modelo de regressão, alegando-se que modelos multinomiais seriam mais adequados. Realizamos testes também com tais modelos de regressão e os resultados encontrados não apresentaram diferentes padrões de comportamento entre as variáveis (com exceção de uma ou outra variável independente sobre certa categoria da variável-resposta no modelo multinomial; todavia, tal ocorrência foi mínima, não podendo, a nosso ver, caracterizar algum padrão distinto de correlação entre as variáveis). Deste modo, optamos pelo modelo ordinal, cujos resultados são de mais fácil interpretação e atendem ao padrão interpretativo de resultados adotado neste artigo, que é a identificação de padrões gerais. Ademais, a curta extensão deste *paper* impossibilita qualquer avanço na interpretação de resultados mais complexos. Agimos de forma semelhante em todos os demais modelos estatísticos empregados adiante. Evidentemente, para uma análise mais minuciosa, que busque observar em maior detalhe tais relações, o modelo multinomial, embora de interpretação mais complexa, se mostra como mais adequado. Caso o leitor deseje consultar

O aumento dos anos de estudo, o pertencimento ao sexo masculino (em comparação com o feminino), e a declaração de alguma identificação partidária se correlacionam de forma positiva com o aumento do acesso a informação política através de mídia impressa. O aumento do logaritmo natural da renda familiar *per capita* não apresenta correlação significativa com a variável-resposta. Com relação ao pertencimento a diferentes grupos de cor, nota-se que, à medida que se passa de um grupo de cor mais escuro para um mais claro (passar de preto para pardo, de preto para branco, e de pardo para branco) indica correlação positiva e significativa com o aumento da informação através destes canais. Tal resultado aponta, portanto, para um acesso diferenciado dos brancos em relação ao grupo negro. A filiação a organizações políticas apresenta correlação positiva e significativa com o aumento da busca de informação política nestes canais, enquanto a participação em associações civis não apresentou efeito significativo.

Ao tratarmos do acesso à *informação política por rádio e TV*, também tomamos como variável dependente um indicador que diz respeito à frequência com que o entrevistado assiste programas televisivos ou escuta programas de rádio sobre política, em uma escala ordinal variando entre 0 e 4.⁸ Aplicou-se um modelo de regressão ordinal deste índice sobre nossas variáveis independentes (ver Tabela 2), e obtivemos os resultados que seguem.

O aumento dos anos de estudo, o pertencimento ao sexo masculino (em comparação com o feminino), e a declaração de alguma identificação partidária se correlacionam de forma positiva com o aumento do acesso a informação política através de rádio e televisão. O aumento do logaritmo natural da renda familiar *per capita* novamente não apresenta correlação significativa com a variável-resposta. Autodeclarar-se pardo ou branco não apresenta diferença significativa quando comparado ao grupo preto – portanto, pode-se dizer que variáveis de raça não guardam correlação com tal variável dependente. Tanto a filiação em organizações políticas como em associações civis apresentam correlação positiva e significativa com o aumento da busca de informação política nestes canais.

Para tratarmos do interesse que o entrevistado declara ter por política, tomamos como variável dependente uma escala variando entre 0 e 3.⁹ Aplicou-se um

os testes com modelos multinomiais, estes poderão ser obtidos através de solicitação através do e-mail fabricioc@ufmg.br.

⁸ Nunca = 0; raramente = 1; algumas vezes por mês = 2; algumas vezes por semana = 3; diariamente = 4.

⁹ Quase nunca = 0; só de vez em quando = 1; algumas vezes = 2; a maior parte do tempo = 3.

modelo de regressão ordinal desta escala sobre nossas variáveis independentes, e obtivemos os resultados reportados na Tabela 2.

O aumento dos anos de estudo, do logaritmo natural da renda familiar *per capita*, o pertencimento ao sexo masculino (em comparação com o feminino), e a declaração de alguma identificação partidária se correlacionam de forma positiva com o aumento no interesse manifestado por política. Autodeclarar-se pardo ou branco não apresenta diferença significativa quando comparado ao grupo preto – logo, mais uma vez, variáveis raciais não aparentam efeito. A filiação a organizações políticas apresenta correlação positiva e significativa com o aumento da busca de informação política nestes canais, enquanto a participação em associações civis não apresentou efeito significativo.

Capacidade de organização e de influência, e confiança

Sobre capacidade de organização e mobilização política, a variável dependente é uma escala variando entre 0 e 4.¹⁰ Aplicou-se um modelo de regressão ordinal deste índice sobre nossas variáveis independentes, e obtivemos os resultados reportados na Tabela 3. Num resultado surpreendente, o aumento do logaritmo natural da renda familiar *per capita* apresenta correlação significativa, porém negativa, com o aumento da percepção de capacidade de organização e mobilização; ou seja, indivíduos com maior renda tendem a perceber menor capacidade de ação política conjunta.¹¹ Já escolaridade e pertencimento ao sexo masculino (em comparação com o feminino) apresentam correlação positiva com a variável dependente. A declaração de alguma identificação partidária se correlaciona de forma positiva com o aumento na percepção de capacidade de organização e mobilização (de fato, a identificação partidária se revela, em nossa pesquisa, como uma das principais variáveis definidoras de recursos de cultura política).

Tanto pardos quanto brancos apresentam maior sensação de capacidade de mobilização política do que pretos. Com relação ao pertencimento a diferentes grupos de cor, nota-se que, à medida que se passa de um grupo de cor mais escuro

¹⁰ Pedia-se ao entrevistado para se manifestar sobre a seguinte afirmação: “Caso você precise, seria possível para você se organizar com outras pessoas e conseguir a atenção dos políticos.” Discorda totalmente = 0; discorda em parte = 1; não concorda e nem discorda = 2; concorda em parte = 3; concorda totalmente = 4.

¹¹ Uma possível interpretação, a ser ainda averiguada: é possível que os mais pobres tenham maior “competência política” quando se trata de ação coletiva, mas, como indica a próxima variável, o mesmo não ocorre quando se trata da capacidade de influenciar individualmente a política.

para um mais claro (passar de preto para pardo, de preto para branco, e de pardo para branco) observa-se correlação positiva e significativa com o aumento da propensão a organizar-se. A filiação a organizações políticas ou civis, bem como o acesso a canais de informação política (talvez as próprias organizações, de acordo com as teorias do capital social, possam ser consideradas como fonte de informação) não apresentam correlação significativa com a variável dependente. O acesso a canais de informação política e o interesse por política apresentam correlação positiva, e significativa, com o aumento da variável dependente. O mesmo não ocorre com relação ao aumento do conhecimento sobre objetos políticos (expresso aqui como conhecimento a respeito de ocupantes de certos cargos políticos)

Ao tratarmos da percepção da capacidade de influência sobre decisões a serem tomadas pela prefeitura, utilizamos uma escala variando entre 0 e 3¹² como variável dependente. Aplicou-se um modelo de regressão ordinal deste índice sobre nossas variáveis independentes, obtivemos os resultados reportados na Tabela 3. Interessante notar que somente duas das variáveis incluídas em nossa análise indicam alguma relação estatisticamente significativa com a variável dependente: acesso a canais de informação política e interesse por política, ambas apresentando correlação positiva com o aumento da percepção de capacidade de influência política. Todas as demais variáveis não apresentaram efeitos estatisticamente significantes.

Por fim, apresentamos resultados para confiança em algumas instituições políticas (apresentadas na Tabela 3, a seguir). Todas elas foram mensuradas através de variáveis ordinais que visam a explorar os níveis de confiança depositados pelos entrevistados em cada uma das instituições tratadas.¹³ Isso, obviamente, nos leva à adoção de um modelo de regressão compatível com a estrutura de tal variável.

Com relação à confiança no Congresso Nacional, a análise é em parte comprometida pelo grande número de *missing cases* em nossa amostra. Em um total de 1.122 casos, apenas 571 casos – em torno de 51% - declararam alguma resposta a este respeito. Os demais 49% dos entrevistados afirmaram que não conheciam o suficiente para opinar, ou não sabiam ou não responderam. Com relação aos resultados do modelo de regressão, estes foram, no mínimo, curiosos. Apenas as variáveis sexo, auto-declarar-se branco, e declarar identificação com algum partido apresentaram resultados estatisticamente significantes. E, todos eles, positivamente correlacionados com o aumento da confiança no Congresso. Ou seja, homens, indivíduos brancos (em comparação com o grupo negro), e simpatizantes por algum

¹² Nenhuma = 0; muito pouco = 1; alguma = 2; muita = 3.

¹³ Nunca confia = 0; confia às vezes = 1; confia na maior parte do tempo = 2; confia sempre = 3.

partido político tendem a apresentar níveis mais altos de confiança no Congresso Nacional. Os resultados não permitem apontar a influência das demais variáveis. Em relação à confiança nos partidos políticos, também somente algumas poucas variáveis apresentaram resultado significativo em nossa amostra. Aumento no logaritmo da renda per capita apresenta correlação negativa com o aumento da confiança nos partidos políticos. Curiosamente, participação em organizações políticas apresenta correlação também negativa com confiança em partidos (embora tais efeitos se dêem em níveis um pouco mais baixos que o convencionalmente adotado de significância estatística). Declarar identificação com algum partido, como se poderia esperar, representa aumento na probabilidade de confiança em partidos, o mesmo acontecendo com acesso a canais de informações. Interesse por política apresenta correlação também negativa com confiança em partidos. As demais variáveis não apresentam qualquer efeito estatisticamente significativo.

Confiança no sistema judiciário, como as demais formas de confiança aqui analisadas, apresenta poucas variáveis independentes com as quais guarda alguma relação estatisticamente significativa para nossa amostra. Ser homem apresenta uma relação positiva com o aumento na confiança na Justiça, quando comparado com ser mulher. Identificação partidária e participação política apresentam efeitos negativos sobre a confiança no Judiciário. E, ainda assim, cabe notar que tais efeitos são significativos em níveis mais baixos de significância estatística. As demais variáveis não apresentam qualquer efeito estatisticamente significativo. Cabe notar que o próprio modelo de regressão logística para tal variável dependente não apresenta bom ajuste considerando-se os níveis usuais de significância estatística. De tal modo, para além do fato de grande número das variáveis independentes não apresentarem efeito estatisticamente significativo, mesmo aquelas com significância estatística devem ter seus efeitos tomados com cautela. Tais resultados indicam que, de modo geral, a variação da confiança no Poder Judiciário não pode ser creditada às variáveis aqui empregadas.

ALGUMAS NOTAS FINAIS

Neste trabalho exploramos algumas possíveis relações entre alguns indicadores de centralidade, tanto “objetiva” quanto “subjetiva”, e certos elementos de cultura política. Procuramos conhecer se a vocalização e expressão de certos posicionamentos, percepções e opiniões variam de forma conjunta à distribuição de certos recursos apontados pela literatura como geradores de vieses e desigualdades da relação entre o indivíduo e o sistema político.

Os resultados destas análises preliminares indicam que diferentes recursos atuam de forma diferenciada sobre os elementos de cultura política aqui analisados. De modo geral, a vocalização ou expressão de certos elementos de cultura política variam entre indivíduos com diferentes níveis de centralidade.

Todavia, algumas análises necessitam, ainda, serem empreendidas. Com relação aos resultados apresentados, cabe explorar, por exemplo, o efeito negativo do aumento da renda sobre a percepção de capacidade de organização e mobilização, bem como dos efeitos negativos da participação política e da renda sobre a confiança em partidos políticos. Para além destes padrões gerais aqui apontados, frente promissora de análise constitui exploração a respeito da possível identificação de “subgrupos” no interior da população que venham a apresentar distintos padrões de cultura política.

Tabela 1
Informação sobre objetos políticos (ocupantes de cargos)

	b
Constante	7,732* (0,391)
VARIÁVEIS SÓCIO-ECONÔMICAS	
Anos de estudo	0,520* (0,037)
Ln renda per capita	0,945* (0,162)
Sexo	2,531* (0,269)
Pardos	0,982* (0,375)
Branços	0,390 (0,402)
ENVOLVIMENTO SÓCIO-POLÍTICO	
Identificação partidária	0,753* (0,296)
Participação Política	0,491 (0,366)
Participação Não-política	0,192 (0,283)

N = 877

R = 0,648

R² = 0,420

Erro-padrão entre parênteses.

* significativa a 5%; ** significativa a 10%

Fonte: PRMBH 2005

Tabela 2

Acesso a fontes de informação política e interesse

	Acesso a fontes de informação política (jornais e revistas)	Acesso a fontes de informação política (rádio e TV)	Interesse por política
	b	b	b
Constante			
Y = 0	-0,087 (0,190)	-1,716* (0,204)	-0,735* (0,190)
Y = 1	1,509* (0,197)	-0,246 (0,184)	0,334** (0,188)
Y = 2	2,146* (0,203)	0,107 (0,184)	2,256* (0,203)
Y = 3	3,652* (0,227)	1,413* (0,190)	
VARIÁVEIS SÓCIO-ECONÔMICAS			
Anos de estudo,	0,203* (0,019)	0,108* (0,018)	0,175* (0,018)
Ln renda per capita	0,088 (0,076)	-0,037 (0,076)	0,198* (0,077)
Sexo	0,661* (0,128)	0,440* (0,127)	0,631* (0,129)
Pardos	0,520* (0,179)	0,251 (0,174)	0,118 (0,176)
Branços	0,630* (0,192)	0,284 (0,187)	0,246 (0,189)
ENVOLVIMENTO SÓCIO-POLÍTICO			
Identificação partidária	0,398* (0,138)	0,617* (0,142)	0,439* (0,141)
Participação Política	0,904* (0,171)	0,688* (0,180)	0,799* (0,177)
Participação Não-política	0,222 (0,132)	0,312* (0,133)	0,074 (0,134)
N =	869	876	875
χ^2 de ajustamento =	321,356	131,607	269,683
d.f. =	8	8	8

Erro-padrão entre parênteses.

* significativa a 5%; ** significativa a 10%

Fonte: PRMBH 2005

Tabela 3

Capacidade de organização, de influência, e confiança

	Organização e mobilização	Influência sobre a prefeitura	Confiança no Congresso	Confiança nos partidos	Confiança na Justiça
	b	b	b	b	b
Constante					
Y = 0	-0,555* (0,245)	-0,623* (0,247)	0,348 (0,354)	0,042 (0,313)	-1,341* (0,280)
Y = 1	0,182 (0,243)	0,752* (0,247)	3,054* (0,385)	3,186* (0,362)	0,902* (0,277)
Y = 2	0,492* (0,244)	2,480* (0,266)	3,778* (0,412)	4,212* (0,445)	1,751* (0,285)
Y = 3	1,770* (0,251)				
VARIÁVEIS SÓCIO-ECONÔMICAS					
Anos de estudo	0,039** (0,020)	0,008 (0,020)	-0,028 (0,026)	0,020 (0,024)	0,003 (0,022)
Ln renda per capita	-0,221* (0,077)	0,006 (0,077)	0,005 (0,106)	-0,179** (0,094)	-0,019 (0,083)
Sexo	0,218** (0,132)	0,173 (0,133)	0,365* (0,176)	0,027 (0,161)	0,253** (0,144)
Pardos	0,434* (0,434)	-0,068 (0,175)	0,182 (0,243)	-0,053 (0,216)	-0,148 (0,193)
Branços	0,519* (0,187)	-0,067 (0,188)	0,589* (0,255)	-0,075 (0,228)	0,072 (0,207)
ENVOLVIMENTO SÓCIO-POLÍTICO					
Identificação partidária	0,257** (0,139)	-0,033 (0,139)	0,428* (0,180)	0,566* (0,164)	-0,264** (0,151)
Participação Política	0,251 (0,172)	-0,215 (0,173)	-0,349 (0,223)	-0,376** (0,209)	-0,339** (0,185)
Participação Não- política	-0,153 (0,132)	-0,017 (0,133)	0,268 (0,178)	0,105 (0,161)	0,213 (0,143)
ELEMENTOS COGNITIVOS					
Canais de informação	0,241* (0,084)	0,267* (0,085)	0,073 (0,117)	0,309* (0,106)	0,142 (0,091)
Informação sobre políticos	0,010 (0,017)	-0,026 (0,017)	-0,015 (0,023)	-0,028 (0,021)	-0,029 (0,018)
Interesse por política	0,167* (0,077)	0,192* (0,077)	0,008 (0,107)	-0,029* (0,094)	0,029 (0,083)
N =	864	865	571	727	793
χ^2 de ajustamento =	81,073	36,838	20,415	31,499	16,973
d.f. =	11	11	11	11	11

Erro-padrão entre parênteses.

* significativa a 5%; ** significativa a 10%

Fonte: PRMBH 2005

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALMOND, G. A. 1980. The Intellectual History of the Civic Culture Concept. In: ALMOND, G. A.; VERBA, S. (orgs.). *The Civic Culture Revisited*. Newbury Park; London; New Delhi: Sage.
- ALMOND, G. A.; POWELL, Jr., G. B. 1966. *Comparative Politics: A developmental approach*. Boston; Toronto: Little, Brown and Company.
- ALMOND, G. A.; VERBA, S. 1963. *The Civic Culture: Political attitudes and democracy in five nations*. Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- BOURDIEU, P. 1983. Gostos de Classe e Estilos de Vida. In: ORTIZ, R. (org.). *Pierre Bourdieu*. São Paulo: Ática.
- DAHL, R. A. 1990. *Um Prefácio à Democracia Econômica*. Rio de Janeiro: Jorge Zahar.
- DAHL, R. A. 1997. *Poliarquia: Participação e Oposição*. São Paulo: Edusp.
- FUKS, M.; PERISSINOTO, R.; RIBEIRO, E. A. 2003. Cultura Política e Desigualdade: O caso dos conselhos municipais de Curitiba. *Revista de Sociologia e Política*, 21, p. 125-145.
- JOHNSON, J. 2003. Conceptual Problems as Obstacles to Progress in Political Science: Four Decades of Political Culture Research. *Journal of Theoretical Politics*, 15 (1): 87-115.
- MARX, Karl; ENGELS, Friedrich. 1974-1975. *A Ideologia Alemã: Crítica da filosofia alemã mais recente na pessoa dos seus representantes Feuerbarch, B. Bauer e Stirnen e do socialismo alemão na dos seus diferentes profetas*. Lisboa: Presença; São Paulo: Martins Fontes. 2v.
- MILBRATH, L. 1965. *Political participation: how and why do people get involved in politics?*. Chicago, Rand McNally.
- PATEMAN, C. 1970. *Participation and democratic theory*. Cambridge, Mass.: Cambridge University Press.
- PATEMAN, C. 1980. The civic culture: a philosophic critique. In: ALMOND, G. A.; VERBA, S. (orgs.). *The Civic Culture Revisited*. Newbury Park; London; New Delhi: Sage.
- REIS, F. W. 1983. O Eleitorado, os Partidos e o Regime Autoritário Brasileiro. In: SORJ, B.; ALMEIDA, M. H. T. (orgs.). *Sociedade e política no Brasil pós-64*. São Paulo: Brasiliense.
- VERBA, S.; NIE, N. 1987. *Participation in America: political democracy and social equality*. 2.ed. Chicago: The University of Chicago Press.
- VERBA, S.; SCHLOZMAN, K. L.; BRADY, H. E. 1995. *Voice and Equality: Civic voluntarism in american politics*. Cambridge, Mass.; London: Harvard University Press.