

Ascensão profissional feminina no mercado de trabalho brasileiro no período 2002/2014

Renan Bonfim Luz¹

Daniela Verzola Vaz²

RESUMO

Apesar da crescente participação feminina no mercado de trabalho brasileiro observada nas últimas décadas e da reversão do hiato educacional entre os gêneros, as mulheres permanecem recebendo rendimentos médios do trabalho inferiores aos masculinos. Entre as várias causas apontadas pela literatura para esse fenômeno está a sub-representação feminina em cargos de comando, tanto em organizações privadas como públicas. Este trabalho tem por objetivo investigar como as características socioeconômicas dos indivíduos afetam sua probabilidade de ascender profissionalmente. Para tanto, analisam-se os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios e estima-se um modelo de lógite para a probabilidade de um indivíduo ocupar uma posição de dirigente no mercado de trabalho. Entre os resultados alcançados, observou-se que, em média e controlados outros fatores, a probabilidade de ser dirigente é tanto maior quanto maior a escolaridade do indivíduo, ao passo que ser mulher ou negro reduz essa probabilidade.

Palavras-chave: gênero; teto de vidro; mercado de trabalho; regressão logística.

Classificação JEL: J71, J24.

¹ Graduando em Ciências Econômicas pela Escola Paulista de Política, Economia e Negócios da Universidade Federal de São Paulo (EPPEN/Unifesp). Contato: <renan.bonfim.luz@gmail.com>

² Professora do Departamento de Economia da Escola Paulista de Política, Economia e Negócios da Universidade Federal de São Paulo (EPPEN/Unifesp). Contato: <daniela.vaz@unifesp.br>

1. Introdução

O ingresso das mulheres no mercado de trabalho se deu de forma importante no Brasil a partir de meados dos anos 70. De acordo com Madalozzo, Martins e Shiratori (2010), a taxa de participação feminina no mercado de trabalho brasileiro passou de 18%, no início da década de 70, para cerca de 50% no ano de 2002. Esse salto se deveu, em grande medida, ao contexto de deterioração dos rendimentos do trabalho nos anos 80, em que apenas a renda do chefe da família não era mais suficiente para manter o padrão de vida, necessitando-se assim que a cōnjuge entrasse no mercado de trabalho.

Concomitantemente ao avanço da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro, tem sido crescente o número de famílias que são chefiadas por mulheres. Segundo Scorzafave e Menezes-Filho (2006), o percentual de famílias em que o chefe é mulher era de 14,7% em 1982, passando para 24,8% em 2002. Apesar disso, elas ganham, em média, em média, 73,1% do rendimento do trabalho dos homens, segundo dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 2013 (IBGE, 2014).

Existem muitos estudos que procuram entender por que as mulheres, em média, ganham menos. Entre as possíveis causas desse fenômeno não está a escolaridade. Cada vez mais as mulheres investem em educação. De acordo com Scorzafave e Menezes-Filho (2006), a escolaridade média da mulher brasileira em 1982 era de apenas quatro anos, e em 20 anos ela cresceu mais de 50%, atingindo os 6,7 anos de escolaridade em 2002 e superando a média masculina. Ao se analisar apenas as mulheres que foram além do ensino médio (12 ou mais anos de estudo), vê-se que o crescimento foi relativamente maior. No ano de 1982 apenas 5,5% da população feminina possuía mais de 12 anos de estudo, enquanto que em 2002 esse valor já havia dobrado, chegando a 11,6%.

Uma das possíveis causas para as mulheres ganharem menos é o fato de acumularem menos experiência profissional em razão da maternidade. Segundo Pazello (2006), no curto prazo, ter filhos influencia negativamente a probabilidade de participação da mulher no mercado de trabalho. Isso porque a adição de uma criança na família aumenta a quantidade de atividades relacionadas aos cuidados com o bebê. Por esse motivo, mulheres mais produtivas tendem, no geral, a postergar a gravidez e, portanto, não necessariamente saem do mercado de trabalho.

Outra explicação para o hiato salarial por gênero apontada pela literatura é a segregação ocupacional. De acordo com Madalozzo (2010), historicamente as mulheres escolhem ocupações relacionadas com atividades domésticas, enquanto que os homens tendem a evitar essas mesmas atividades devido à resistência da sociedade. A autora utiliza o exemplo do homem que escolhe ser enfermeiro, mas que é visto por muitos como um médico frustrado, enquanto que uma enfermeira mulher não sofre tanto com essa comparação. As ocupações vistas como tipicamente femininas são menos valorizadas socialmente e marcadas por rendimentos médios inferiores.

Além da segregação ocupacional, observa-se o fenômeno da segregação hierárquica, que diz respeito ao fato de as mulheres estarem sub-representadas nos cargos de comando. Coelho (2006) atribui isso ao teto de vidro, “uma barreira não explícita que impede as mulheres de ascenderem aos altos escalões das empresas”. Ele expõe que, em 2004, nas empresas onde os salários estavam acima da média, apenas 23% da força de trabalho era feminina e apenas 14% dos cargos de comando eram ocupados por mulheres. Para Madalozzo (2011),

“A denominação de **teto de vidro** se deve ao fato de que a promoção interna é responsabilidade dos gestores da empresa, e os critérios para tal não são necessariamente públicos, nem mesmo para os membros internos da empresa, representando uma barreira intransponível e invisível, mas perceptível na análise de progressão na carreira.” (MADALLOZO, 2011, p. 128)

Este trabalho tem por objetivo se aprofundar no tema da segregação hierárquica no mercado de trabalho brasileiro, por meio de uma análise empírica dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2002, 2008 e 2014. Procura-se analisar a evolução da participação feminina nos cargos de dirigentes no decorrer desse período, comparando com a representação feminina na força de trabalho em geral e nas demais ocupações. Além disso, busca-se, para o ano de 2014, determinar a probabilidade de um indivíduo ocupado, no Brasil, atingir um cargo de chefia, gerência ou direção, e identificar como suas características socioeconômicas — com destaque para o sexo — influenciam essa probabilidade.

2. O método de análise

Para analisar as variáveis que influenciam a probabilidade de um indivíduo ocupado, no mercado de trabalho brasileiro, desempenhar um cargo de chefia, gerência ou direção em sua atividade econômica principal será empregado o método de

lógite. Este método permite avaliar o efeito de cada variável explanatória na probabilidade de ocorrência de determinado evento, mantendo constantes os demais fatores relevantes.

Segundo Wooldridge (2010), o modelo é dado pela seguinte expressão:

$$P(Y_i = 1 | \mathbf{x}_i) = G(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta})$$

em que Y_i é uma variável binária que assume valor um em caso de sucesso e zero caso contrário; G denota a função de distribuição acumulada de uma variável aleatória logística padrão; \mathbf{x}_i é um vetor-linha de variáveis explanatórias e $\boldsymbol{\beta}$ o vetor-coluna dos parâmetros associados a essas variáveis.

Para conhecer o efeito parcial de uma variável explanatória contínua (X_{ij}) sobre a probabilidade de sucesso, mantidas constantes as demais variáveis explanatórias, devemos calcular:

$$\frac{\partial P(Y_i = 1 | \mathbf{x}_i)}{\partial X_{ij}} = \frac{\partial G(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta})}{\partial X_{ij}} = \beta_j g(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta})$$

em que β_j é o parâmetro associado a X_{ij} e $g(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta})$ é a função densidade de probabilidade da distribuição logística padrão. É possível verificar que $g(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}) = G(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta})[1 - G(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta})]$. Como se vê, o efeito parcial de X_{ij} é variável e depende dos valores das demais variáveis explanatórias.

No caso de X_{ij} ser uma variável binária, seu efeito sobre a probabilidade de sucesso quando seu valor muda de zero para um, mantendo as demais variáveis constantes, é dado por:

$$P(Y_i = 1 | X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{i,(k-1)}, 1) - P(Y_i = 1 | X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{i,(k-1)}, 0) = \left[\frac{\exp(X_{i1}\beta_1 + X_{i2}\beta_2 + \dots + X_{i,(k-1)}\beta_{k-1} + \beta_k)}{1 + \exp(X_{i1}\beta_1 + X_{i2}\beta_2 + \dots + X_{i,(k-1)}\beta_{k-1} + \beta_k)} \right] - \left[\frac{\exp(X_{i1}\beta_1 + X_{i2}\beta_2 + \dots + X_{i,(k-1)}\beta_{k-1})}{1 + \exp(X_{i1}\beta_1 + X_{i2}\beta_2 + \dots + X_{i,(k-1)}\beta_{k-1})} \right]$$

Cabe observar que metodologia semelhante foi utilizada por Coelho, Fernandes e Foguel (2012), ao estudar os determinantes da probabilidade de um indivíduo ser promovido a um cargo gerencial no Brasil. Utilizando dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) de 1991 a 2005, os autores estimaram um modelo para a probabilidade de um indivíduo ser promovido a um cargo gerencial, adotando controles para sexo, ocupação e tempo de emprego, entre outros.

3. Base de dados e variáveis selecionadas

Para a realização do estudo será utilizada a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). A PNAD é uma pesquisa elaborada pelo IBGE, baseada em uma amostra probabilística de domicílios, que investiga, através da auto declaração dos indivíduos, características gerais da população, como educação, trabalho, rendimento e habitação.

Para a estimação do modelo de lógite serão empregados os dados da PNAD de 2014. Contudo, análise descritiva preliminar fará uso também dos dados das PNAD de 2002 e 2008.

As variáveis explanatórias adotadas no modelo, listadas a seguir, são todas aquelas que se julga poderem afetar a probabilidade de um indivíduo ocupado desempenhar um cargo de chefia, gerência ou direção. São, em grande medida, variáveis binárias que assumem o valor um se o indivíduo pertence a determinado grupo, ou zero, caso não pertença.

a) Idade do indivíduo e o quadrado dessa idade. Essas variáveis serão utilizadas como *proxy* para a experiência profissional do indivíduo.

b) Uma variável binária para sexo, assumindo valor um para feminino e zero para masculino.

c) Quatro variáveis binárias para distinguir as seguintes categorias de cor ou raça: indígena, preta, parda, amarela e branca (adotada como base).

d) Três variáveis binárias para distinguir as seguintes categorias de escolaridade: sem instrução ou ensino fundamental incompleto (tomado como base), ensino fundamental completo, ensino médio completo e ensino superior completo.

e) Uma variável binária que assume valor um caso o indivíduo tenha uma atividade econômica secundária (isto é, possua mais de um trabalho).

f) O número de horas semanais de trabalho na atividade principal na semana de referência da pesquisa.

g) Cinco variáveis binárias para distinguir seis grandes regiões: Nordeste (tomado como base), Norte, Sudeste, Sul, Centro-Oeste (exceto Distrito Federal) e Distrito Federal.

h) Uma variável binária para diferenciar a condição do indivíduo na família, que assume valor um para a pessoa de referência e valor zero para cônjuge, filhos e outros.

j) Uma variável binária destinada a identificar se o indivíduo está associado a algum sindicato.

k) Três variáveis binárias destinadas a captar os seguintes ramos de atividade econômica no trabalho principal da semana de referência da pesquisa: agrícola, indústria e serviços (adotado como base).

l) Duas variáveis binárias para caracterizar a localização do domicílio: domicílio situado em região metropolitana, domicílio situado em área urbana não metropolitana (categoria tomada como base) e domicílio situado em área rural não metropolitana.

m) Três variáveis binárias para diferenciar quatro possíveis posições na ocupação no trabalho principal da semana de referência da pesquisa: (1) empregado sem carteira de trabalho assinada (inclusive trabalhador doméstico); (2) trabalhador por conta própria ou na produção para o próprio consumo ou na construção para o próprio uso; (3) empregador; e (4) empregado com carteira de trabalho assinada (inclusive trabalhador doméstico) ou funcionário público estatutário ou militar, adotados como base.

As variáveis “números de filhos” e “estado civil” não podem ser aplicadas à pesquisa visto que, na PNAD, essas perguntas são feitas apenas para mulheres e para a pessoa de referência na família. O fato de que algumas variáveis relevantes para a determinação de um indivíduo ocupar ou não um cargo de dirigente não terem sido incluídas no modelo, devido à sua não captação pela PNAD, pode levar a estimativas viesadas dos coeficientes dos modelos. Assim, é necessário cautela ao analisar os resultados, tendo em vista as limitações do modelo.

4. Resultados e Discussão

4.1 Análise descritiva dos dados

A mulher representa, no Brasil, pouco mais de 50% da população em idade ativa (PIA) (Tabela 1), mas ao compararmos esse número com a população economicamente ativa (PEA), podemos observar uma diferença expressiva. Em 2002 as mulheres eram 42,45% da PEA, enquanto em 2014 esse número subiu para 44%. Esses números mostram que a mulher, com o passar dos anos, continua sub-representada no mercado de trabalho brasileiro, mas que existe uma tendência de diminuição dessa diferença. Para Soares e Izaki (2002), apesar da crescente participação feminina como chefe de família, a posição no domicílio (se pessoa de referência, cônjuge ou outro) explicou

pouco do crescimento da participação da mulher no mercado no trabalho entre 1977 e 2001. Ou seja, tornar-se a chefe da família não foi o fator determinante a explicar o incremento da participação feminina na força de trabalho. Segundo os autores, a principal explicação para tal residiu no aumento da participação das mulheres casadas, que respondeu por cerca de 70% da variação na taxa de participação feminina observada.

Tabela 1 — Proporção de mulheres na população em idade ativa, na população economicamente ativa, na população ocupada e na população desocupada — Brasil, 2002/2014.

Condição de atividade / ocupação	2002	2008	2014
População em idade ativa (PIA)	51,78	51,71	51,94
População economicamente ativa (PEA)	42,45	43,56	44,00
População ocupada	41,32	42,39	43,07
População desocupada	53,70	58,83	56,42

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Ao observar os indivíduos pela sua posição na ocupação (Tabela 2), podemos observar que a mulher é sub-representada em algumas delas, com destaque à carreira militar, empregado com carteira de trabalho assinada e empregador, nas quais elas não chegam a ser 40% da força de trabalho. Elas são maioria apenas em relação a trabalhadores domésticos, funcionários públicos e trabalhadores na produção para o próprio consumo.

Tabela 2 — Proporção de mulheres entre os indivíduos ocupados, segundo posição na ocupação, no trabalho principal da semana de referência da pesquisa — Brasil, 2002/2014.

Posição na ocupação	2002	2008	2014
Empregado com carteira de trabalho assinada	35,28	35,92	39,25
Militar	1,79	3,06	6,73
Funcionário público estatutário	58,15	59,11	61,96
Outro empregado sem carteira de trabalho assinada	29,70	33,83	35,26
Trabalhador doméstico com carteira de trabalho assinada	88,98	90,02	87,81
Trabalhador doméstico sem carteira de trabalho assinada	94,26	94,83	93,96
Conta própria	30,06	33,13	32,48
Empregador	25,97	27,49	27,51
Trabalhador na produção para o próprio consumo	72,38	61,80	56,74
Trabalhador na construção para o próprio uso	10,75	13,53	9,19

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Observando a participação feminina segundo ramos de atividade econômica (Tabela 3) também se constata o fenômeno da segregação. Os setores nos quais elas são maioria são aqueles associados aos cuidados e que podem ser interpretados como uma extensão das tarefas domésticas, como Educação, saúde e serviços sociais e Serviços

domésticos. Nesse último caso elas são ampla maioria, com uma representação de mais de 90%. É importante notar que com o passar dos anos as mulheres têm aumentado ainda mais sua participação nos ramos relacionados aos serviços, como em Comércio e reparação, no qual em 2002 elas eram 37,03% e, em 2014, 41,58%, e em Outros serviços coletivos, sociais e pessoais, em que elas passaram de 57,37% em 2002 para 63,75% em 2014. Por outro lado, a representatividade feminina em ramos considerados tipicamente masculinos, como a indústria e a construção, tem aumentado de forma mais tímida e errática.

Tabela 3 — Proporção de mulheres entre os indivíduos ocupados, segundo ramo de atividade econômica, no trabalho principal da semana de referência da pesquisa — Brasil, 2002/2014.

Ramo de atividade econômica	2002	2008	2014
Agrícola	33,07	31,92	31,59
Outras atividades industriais	12,86	13,72	14,24
Indústria de transformação	36,67	37,36	38,05
Construção	2,62	3,49	3,23
Comércio e reparação	37,03	39,56	41,58
Alojamento e alimentação	48,81	53,26	57,01
Transporte, armazenagem e comunicação	10,86	13,71	13,54
Administração pública	35,34	38,77	41,96
Educação, saúde e serviços sociais	77,71	77,12	76,28
Serviços domésticos	92,89	93,54	92,01
Outros serviços coletivos, sociais e pessoais	57,37	61,04	63,75

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Destacando os grupamentos ocupacionais podemos observar a proporção de mulheres que possuem um cargo de dirigente. Se levarmos em conta que as mulheres representam, em 2014, 44% da população economicamente ativa brasileira, mas que entre os dirigentes elas são apenas 37,35% (Tabela 4), é possível concluir que as mulheres são sub-representadas nesse grupamento ocupacional. Como visto anteriormente, o fato de grande parte das mulheres exercerem ocupações no campo dos cuidados, que requerem habilidades interpretadas pela sociedade como “tipicamente femininas” é um motivo para elas serem maioria entre os trabalhadores dos serviços. Outro ponto para se observar é o aumento da participação feminina nas forças armadas. Isso tem ocorrido por causa de restrições que foram eliminadas, como a permissão de mulheres a ingressarem na Academia Militar das Agulhas Negras (AMAN) nos cursos de Material Bélico e Intendência e a possibilidade de elas entrarem no Exército através do Serviço Militar voluntário (Almeida, 2015).

Tabela 4 — Proporção de mulheres entre os indivíduos ocupados, segundo grupamento ocupacional, no trabalho principal da semana de referência da pesquisa — Brasil, 2002/2014.

Grupamento ocupacional	2002	2008	2014
Dirigentes em geral	32,62	35,87	37,35
Profissionais das ciências e das artes	57,61	60,08	61,42
Técnicos de nível médio	47,73	46,07	44,90
Trabalhadores de serviços administrativos	58,15	60,75	63,70
Trabalhadores dos services	65,77	65,90	66,54
Vendedores e prestadores de serviço do comércio	48,36	52,41	52,36
Trabalhadores agrícolas	33,21	32,20	31,64
Trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção	16,25	16,17	13,41
Membros das forças armadas e auxiliares	3,61	5,71	8,08

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Ao se desagregar o grupamento de dirigentes (Tabela 5) é possível notar que o aumento da proporção de mulheres entre os gerentes (Gerentes de produção e operações e Gerentes de área de apoio) é o principal responsável pelo aumento da participação feminina entre os dirigentes. Isso mostra que as mulheres, apesar de terem aumentado sua participação entre os cargos de chefia, não aumentaram significativamente sua representatividade entre os cargos mais altos nas organizações (como diretores ou dirigentes propriamente ditos) e nem no setor público, em que chega a ocorrer uma pequena redução entre os anos de 2008 e 2014. Isso corrobora a teoria do ‘teto de vidro’, mencionada anteriormente.

Tabela 5 — Proporção de mulheres entre os indivíduos ocupados, segundo os códigos de ocupação do grupamento “dirigentes em geral”, no trabalho principal da semana de referência da pesquisa — Brasil, 2002/2014.

Dirigentes em geral	2002	2008	2014
Membros superiores e dirigentes do poder público	36,89	37,72	37,07
Dirigentes de empresas e organizações (exceto de interesse público)	36,45	36,65	36,71
Gerentes	31,59	34,55	36,88

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

4.2 Resultados do modelo de regressão logística

Os resultados do modelo de lógite para a probabilidade de um indivíduo assumir um cargo de dirigente no Brasil, estimado com base nos dados da PNAD 2014, encontram-se na Tabela 6, a seguir.

Tabela 6 — Modelo de lógite para a probabilidade de um indivíduo ocupado assumir um cargo de dirigente — Brasil, 2014.

	Coef.	Erros padrão	P>z
Idade	0,722	0,003	0,0000
Idade ao quadrado	-0,064	0,000	0,0000
Sexo	-0,298	0,001	0,0000
Indígena	-0,179	0,012	0,5090
Preta	-0,578	0,003	0,0000
Amarela	-0,331	0,007	0,1120
Parda	-0,446	0,001	0,0000
Ensino fundamental completo	0,346	0,002	0,0000
Ensino médio completo	1,053	0,002	0,0000
Ensino superior completo	1,771	0,002	0,0000
Possui mais de um trabalho	-0,327	0,003	0,0000
Logaritmo do n ^o de horas trabalhadas por semana no trabalho principal	0,731	0,002	0,0000
Norte	0,023	0,003	0,6640
Sudeste	-0,098	0,002	0,0190
Sul	0,004	0,002	0,9290
Centro-Oeste exceto Distrito Federal	0,249	0,003	0,0000
Distrito Federal	-0,019	0,005	0,8190
Pessoa de referência na família	0,063	0,001	0,0650
Sindicalizado	-0,079	0,002	0,0630
Ramo de atividade agrícola	-1,734	0,004	0,0000
Ramo de atividade indústria	-0,352	0,002	0,0000
Região metropolitana	0,126	0,001	0,0000
Área rural não metropolitana	0,098	0,003	0,1710
Empregado sem carteira de trabalho assinada	-0,210	0,002	0,0000
Trabalhador por conta própria ou na produção para o próprio consumo ou na construção para o próprio uso	-1,177	0,003	0,0000
Empregador	3,666	0,002	0,0000
Intercepto	-8,138	0,010	0,0000
Prob > χ^2			0,000
Pseudo R ²			0,3513

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD 2014.

Verifica-se que nem todos os coeficientes se mostraram significativos ao nível de significância de 1%. No caso das variáveis binárias associadas às raças/cor indígena e amarela, a razão para tal pode residir na baixa representatividade desses grupos na amostra.

O sinal associado a um determinado coeficiente do modelo indica se a variável a ele associada afeta positiva ou negativamente a probabilidade de o indivíduo ser dirigente. Assim, verifica-se que o fato de o indivíduo ser mulher, em média, reduz sua probabilidade de ser dirigente, controlados os demais fatores. Além disso, ser preto também ocasiona um efeito negativo na probabilidade modelada. Esses resultados corroboram a hipótese de discriminação ocasionada pelo ‘teto de vidro’ no mercado de trabalho.

Conforme esperado, um aumento no grau de escolaridade afeta positivamente a probabilidade de um indivíduo atingir um cargo de chefia. Com relação à região de residência do indivíduo, das cinco variáveis binárias adotadas, apenas uma revelou-se estatisticamente significativa ao nível de significância de 1%, associada à região Centro-Oeste (excluindo-se o Distrito Federal).

Os efeitos marginais do modelo foram calculados conforme descrito na seção 2, considerando-se a média das variáveis contínuas (idade, idade ao quadrado e o logaritmo do número de horas trabalhadas por semana no trabalho principal) e a categoria de base das variáveis binárias (Tabela 7). Estamos, portanto, adotando como referência um indivíduo do sexo masculino, branco, sem instrução ou com ensino fundamental incompleto, com apenas um trabalho, residente em área urbana não-metropolitana do Nordeste, que não é a pessoa de referência na família, não é sindicalizado, está ocupado no setor de serviços e possui carteira de trabalho assinada ou está empregado no setor público. A probabilidade de esse indivíduo atingir um cargo de chefia foi estimada em 2,15%.

O efeito marginal associado à variável sexo indica que ser mulher reduz, em média, em 0,54 pontos percentuais a probabilidade de o indivíduo ser dirigente. Para a variável relacionada a pretos esse efeito negativo é ainda maior, de -0,93 p. p.

As variáveis que mais afetam a probabilidade de um indivíduo atingir um cargo de chefia são as relacionadas à escolaridade. Controladas os demais fatores, ter o ensino fundamental completo ocasiona um aumento de 0,86 p. p. nessa probabilidade; no caso do ensino médio completo, o efeito é de 3,77 p. p. Já para um indivíduo com ensino superior completo, a probabilidade se eleva em 9,27 p. p., relativamente ao indivíduo sem nenhum ciclo escolar completo.

As variáveis relacionadas à posição na ocupação do indivíduo apresentaram resultados de acordo com o esperado. O coeficiente relacionado ao trabalhador por conta própria apresenta um impacto negativo de 1,47 p. p. Por outro lado, ser empregador tem um impacto positivo de 44,03 p. p. na probabilidade de autodeclarar-se dirigente.

Tabela 7 — Efeitos marginais do modelo de lógit para a probabilidade de ser dirigente, considerando a categoria de base das variáveis binárias e a média das variáveis contínuas — Brasil, 2014.

	Efeito marginal, em p. p.	P>z
Sexo	-0,54	0,0000
Indígena	-0,35	0,5090
Preta	-0,93	0,0000
Amarela	-0,60	0,1120
Parda	-0,76	0,0000
Ensino fundamental completo	0,86	0,0000
Ensino médio completo	3,77	0,0000
Ensino superior completo	9,27	0,0000
Possui mais de um trabalho	-0,59	0,0000
Norte	0,05	0,6640
Sudeste	-0,20	0,0190
Sul	0,01	0,9290
Centro-Oeste exceto Distrito Federal	0,59	0,0000
Distrito Federal	-0,04	0,8190
Pessoa de referência na família	0,14	0,0650
Sindicalizado	-0,16	0,0630
Ramo de atividade agrícola	-1,76	0,0000
Ramo de atividade indústria	-0,63	0,0000
Região metropolitana	0,28	0,0000
Área rural não metropolitana	0,22	0,1710
Empregado sem carteira de trabalho assinada	-0,40	0,0000
Trabalhador por conta própria ou na produção para o próprio consumo ou na construção para o próprio uso	-1,47	0,0000
Empregador	44,03	0,0000

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD 2014.

4.3 Discriminação por gênero segundo grau de escolaridade

Adicionalmente, para verificar se o efeito de ser mulher sobre a probabilidade de ser dirigente se altera conforme a escolaridade do indivíduo, calcularam-se os efeitos marginais considerando a média das variáveis contínuas e a categoria de base das variáveis binárias, exceto pelo nível de escolaridade, para o qual se passou a considerar um indivíduo com ensino superior completo (Tabela 8).

Para esse caso observa-se que se o indivíduo for mulher sua probabilidade de ser dirigente cai em 2,69 p. p., em média, mantendo tudo o mais constante. Se compararmos com o efeito calculado quando considerado um indivíduo sem instrução, que era de 0,54 p. p., verifica-se que o efeito do sexo sobre a probabilidade modelada depende do nível de escolaridade do indivíduo. Assim, a discriminação por gênero tende a ser maior entre os indivíduos mais escolarizados, que são justamente aqueles mais propensos a ascenderem nas organizações.

É importante notar que isso também acontece para as variáveis binárias relacionadas com a cor ou raça: quanto maior a escolaridade do indivíduo, maior a

magnitude dos efeitos dessas variáveis. O efeito de ser preto sobre a probabilidade de um indivíduo assumir um cargo de chefia era de $-0,93$ p. p. para um indivíduo sem instrução, já para um indivíduo com ensino superior completo esse efeito passou a ser de $-4,67$ p. p.

Tabela 8 — Efeitos marginais do modelo de lógite para a probabilidade de ser dirigente, considerando a categoria de base das variáveis binárias e a média das variáveis contínuas — Brasil, 2014.

	Efeito marginal, em p. p.	P>z
Sexo	-2,69	0,0000
Indígena	-1,69	0,5090
Preta	-4,67	0,0000
Amarela	-2,95	0,1120
Parda	-3,79	0,0000
Possui mais de um trabalho	-2,91	0,0000
Norte	0,23	0,6640
Sudeste	-0,96	0,0190
Sul	0,04	0,9290
Centro-Oeste exceto Distrito Federal	2,77	0,0000
Distrito Federal	-0,19	0,8190
Pessoa de referência na família	0,65	0,0650
Sindicalizado	-0,77	0,0630
Ramo de atividade agrícola	-9,19	0,0000
Ramo de atividade indústria	-3,10	0,0000
Região metropolitana	1,33	0,0000
Área rural não metropolitana	1,03	0,1710
Empregado sem carteira de trabalho assinada	-1,95	0,0000
Trabalhador por conta própria ou na produção para o próprio consumo ou na construção para o próprio uso	-7,60	0,0000
Empregador	72,03	0,0000

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD 2014.

É interessante notar, ainda, o efeito de outras variáveis sobre a probabilidade modelada. Residir em área metropolitana, por exemplo, eleva a probabilidade de ser dirigente em 1,33 p. p. Esse efeito pode ser estar relacionado à concentração das grandes empresas nas regiões metropolitanas do país, com maior oferta de postos de trabalho para dirigentes e executivos nessas regiões. Por outro lado, possuir mais de um trabalho na semana de referência da pesquisa reduz em 2,91 p. p. a chance de ser dirigente; o trabalho por conta própria reduz em 7,60 p. p. essa probabilidade. Essas variáveis possivelmente captam indivíduos em postos de trabalho precários ou que não pertencem a organizações com estruturas hierárquicas definidas, e que, por esse motivo, teriam menos chances de ocupar um cargo de dirigente.

5. Considerações finais

Este trabalho investigou os fatores determinantes da probabilidade de um indivíduo atingir um cargo de comando no Brasil, com base em dados da PNAD.

Como era de se esperar, o fator que maior influência exerce sobre a chance de ser dirigente é a escolaridade, particularmente deter o ensino superior completo. Ser preto ou mulher, por outro lado, contribui negativamente para as chances de ascender a um cargo de comando. Observa-se ainda que entre indivíduos de baixa escolaridade, o efeito de ser mulher ou de ser preto sobre a probabilidade modelada é negativo, porém de baixa magnitude, ao passo que entre indivíduos com ensino superior completo — justamente os que têm maiores chances de ascender profissionalmente —, esses fatores exercem uma influência maior.

As evidências encontradas nesse trabalho sustentam, assim, a hipótese de existência de um “teto de vidro” que dificulta a ascensão não somente das mulheres, mas também de pretos, aos postos de trabalho mais bem remunerados do mercado de trabalho.

Desenvolvimentos futuros da pesquisa apontam para a necessidade de refinamento do modelo, com o uso de interações entre os regressores. Além disso, a análise intertemporal da probabilidade de ascender a um cargo de dirigente poderá mostrar se, com o passar do tempo, a discriminação vem diminuindo, e se as oscilações no cenário macroeconômico afetam diferentemente pretos, mulheres e outros grupos demográficos na probabilidade de ascenderem em suas carreiras.

6. Referências

ALMEIDA, V. H. A. **Mulheres nas Forças Armadas Brasileiras: Situação Atual e Perspectivas Futuras**. Brasília, mai. 2015. (Estudo da Consultoria Legislativa da Câmara dos Deputados) Disponível em: <http://www2.camara.leg.br/documentos-e-pesquisa/publicacoes/estnottec/areas-da-conle/tema21/2015_291_estudo-sobre-mulheres-nas-forcas-armadas-vitor-hugo>. Acesso em: 09 mar. 2016.

BRUSCHINI, C. O trabalho da mulher brasileira nas décadas recentes. **Estudos Feministas**. [S.I]. 1994, p. 179-199.

COELHO, D. Ascensão profissional de homens e mulheres nas grandes empresas brasileiras. In: De Negri, J. A. *et al.* (Org.). **Tecnologia, exportação e emprego**. Brasília, IPEA, 2006. Cap. 6, p. 143-159.

- COELHO, D.; FERNANDES, M.; FOGUEL, M. N. **Foreign Capital and Gender Differences in Promotions: Evidence from Large Brazilian Manufacturing Firms**. Londres: Rede de Economia Aplicada, abr. 2012. 30 p. (Working paper 033). Disponível em: < <http://reap.org.br/wp-content/uploads/2012/04/033-Foreign-Capital-and-Gender-Differences-in-Promotions.pdf>>. Acesso em: 09 mar. 2016.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Síntese de Indicadores Sociais**. Uma análise das condições de vida da população brasileira 2014. Rio de Janeiro, 2014. 214 p. (Estudos e Pesquisas - Informação Demográfica e Socioeconômica n. 34)
- MADALOZZO, R. Occupational segregation and the gender wage gap in Brazil: an empirical analysis. **Economia Aplicada**, São Paulo: FINE, v. 14, n. 2, p. 147-168, 2010.
- MADALOZZO, R.; MARTINS, S. R.; SHIRATORI, L. Participação no Mercado de Trabalho e no Trabalho Doméstico: Homens e Mulheres têm Condições Iguais? **Estudos Feministas**, Florianópolis, 18(2):352, mai.- ago. 2010.
- MADALOZZO, Regina. CEOs e composição do conselho de administração: a falta de identificação pode ser motivo para existência de teto de vidro para mulheres no Brasil? **Rev. Adm. Contemp.**, Curitiba, v. 15, n. 1, p. 126-137, fev. 2011.
- PAZELLO, E. T. A Maternidade Afeta o Engajamento da Mulher no Mercado de Trabalho? Um Estudo Utilizando o Nascimento de Gêmeos como um Experimento Natural. **Estud. Econ.**, São Paulo, v. 36, n. 3, p. 507-538, jul.-set. 2006.
- SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES-FILHO, N. Caracterização da Participação Feminina no Mercado de Trabalho: Uma Análise de Decomposição. **Economia Aplicada**, 10(1):41-55, jan.-mar. 2006.
- SOARES, S.; IZAKI, R. S. **A participação feminina no mercado de trabalho**. Rio de Janeiro: IPEA, dez. 2002. 22 p. (Texto para discussão n. 923). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/2002/td_0923.pdf>. Acesso em: 09 mar. 2016.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. 4ª edição. Thomson Pioneira, 2010.