

43° 12" 35' O



22° 54" 13' S

TRABALHO NO RIO DE JANEIRO

ANÁLISE DE
mercado de trabalho



TRABALHO NO RIO DE JANEIRO

ANÁLISE DE
mercado de trabalho





DIRETOR EXECUTIVO

Manuel Thedim

APOIO E FINANCIAMENTO

Secretaria Municipal de Trabalho e Emprego (SMTE - RJ)

COORDENAÇÃO DO PROJETO

Gustavo Gonzaga

Gabriel Ulyssea

EQUIPE

Livia Gouvêa

Danielle Nascimento

Samuel Franco

Kelly Miranda

Rachel Albertino

PROJETO GRÁFICO E DIAGRAMAÇÃO

Maria Clara Thedim

www.mathedim.com.br

SUMÁRIO



APRESENTAÇÃO	06
INTRODUÇÃO	08
ARTIGO 1	10
Análise de mercado de trabalho	
ARTIGO 2	35
A Inserção das Mulheres no Mercado de Trabalho do Rio de Janeiro e no Brasil	
ARTIGO 3	51
Oferta de trabalho feminina, fertilidade e informalidade	
ARTIGO 4	75
Diferencial de rendimentos por raça na RMRJ	
REFERÊNCIAS	91

APRESENTAÇÃO

Caro leitor,

Este espaço surge com muitas pretensões – uma delas é contribuir com o desenvolvimento das políticas públicas ao trabalhador. Ele marca um período de quase 8 anos de preocupação constante com a empregabilidade na minha direção da Secretaria Municipal de Trabalho e Emprego. Foram mais de 180 mil encaminhados ao mercado e durante este período foi percebido que a falta de qualificação era um dos principais fatores prejudiciais àqueles que buscam oportunidades. Atacar o mal pela raiz foi nossa meta e com isso realizamos vários projetos direcionados à capacitação profissional. Foram mais de 14 mil vagas em cursos gratuitos promovidos nas áreas de informática, de editoração de vídeos, de criação de jogos virtuais, de fotografia, de hospitalidade, de gastronomia, de estética, de organização de eventos em geral e esportivos, entre outros. Apesar disso, ainda temos muito a fazer. Essa é uma pequena mostra do que podemos realizar diante de estudos e de discussões. Por isso, pretendemos abrir, aqui, um canal para diálogo constante e transparente sobre trabalho no município do Rio de Janeiro.

Nesse contexto, iremos disseminar informações baseadas em estudos que apontam o desempenho do mercado, apresentando as principais características do sistema de geração de empregos, bem

como o de ajustamento da economia política voltada ao trabalhador. A participação do IETS, (Instituto de Estudo do Trabalho e Sociedade) na produção deste espaço, será fundamental para continuar nossa empreitada.

Hoje, não podemos deixar de perceber que o tema emprego está entre os três mais importantes destaques na imprensa, perdendo somente para política e saúde. A força de trabalho é o vetor de crescimento econômico. Por isso, a valorização da formação da população é o cerne da questão. Não se trata de uma tarefa fácil, mas o que iremos abordar, aqui, irá provocar, no mínimo, uma reflexão importante para transformar nossa cidade. Tenho certeza de que queremos o mesmo - um Rio melhor e com mais postos de trabalho.

Augusto Ribeiro

Secretário Municipal de Trabalho e Emprego

iNTRODUÇÃO

No volume anterior do Boletim “**Trabalho no Rio de Janeiro**”, analisamos a conjuntura do mercado de trabalho a partir dos dados da PNAD-C (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua), que substituiu a PME (Pesquisa Mensal do Emprego) e passou a ser a principal fonte de dados de trabalho no Brasil. Neste terceiro número do Boletim, o foco da “Análise de Mercado de Trabalho” será novamente no acompanhamento conjuntural,



desta vez com atenção especial aos movimentos mais recentes dos indicadores, ressaltando as principais diferenças e similaridades em relação ao Brasil como um todo. Além disso, avaliaremos como os diferentes grupos da população têm enfrentado a crise econômica, desagregando as estatísticas de desemprego e ocupação por gênero, faixa etária e grau de instrução.

A inserção das mulheres e negros no mercado de trabalho da região metropolitana do Rio de Janeiro é o tema abordado nos artigos de “Análise Temática” deste boletim. No primeiro artigo, analisamos os determinantes da decisão das mulheres de participação no mercado de trabalho e a evolução dos diferenciais salariais por gênero controlando para as características observáveis. O primeiro artigo convidado, escrito por Fernando Mattar, aprofunda essa questão, investigando a hipótese de que a relativa escassez de oportunidades de trabalho em regime de tempo parcial e/ou com jornadas de trabalho flexíveis influencia a alocação das mulheres no mercado de trabalho em favor do trabalho sem carteira assinada ou por conta própria. O segundo artigo convidado, de autoria de Guilherme Hirata, analisa em detalhe o diferencial de rendimentos entre brancos e negros na RMRJ, buscando verificar em que medida as características pessoais dos trabalhadores influenciam o diferencial e sua evolução ao longo do tempo. ●

ANÁLISE DO MERCADO DE TRABALHO

Gustavo Gonzaga (PUC-Rio), Gabriel Ulyssea (PUC-Rio), Livia Gouvêa (PUC-Rio)

No volume anterior do Boletim, avaliamos a conjuntura do mercado de trabalho na região metropolitana do Rio de Janeiro (RMRJ) e no Brasil fazendo a transição dos dados da PME para os dados da PNAD-C, atualmente a principal fonte primária de informações sobre o mundo do trabalho. Na ocasião, constatamos que, em geral, embora as duas pesquisas apresentassem algumas variáveis com níveis diferentes ao longo do período coberto pela PNAD-C (do primeiro trimestre de 2012 ao primeiro trimestre de 2016), a tendência geral para o período era semelhante.



Neste Boletim, a maior parte dos dados analisados tem como fonte a PNAD-C. O foco são os movimentos mais recentes dos indicadores e a intensidade com que a crise econômica é percebida por diferentes estratos da população. Os dados mostram que houve um aumento da taxa de desemprego mais intenso na RMRJ do que no Brasil no segundo trimestre de 2016. Esse movimento refletiu um maior aumento da taxa de participação no mercado de trabalho

na RMRJ no segundo trimestre de 2016 em relação ao país como um todo e uma leve queda da do nível de ocupação. Neste cenário de enfraquecimento da atividade econômica, são os mais jovens que têm mais sentido os efeitos da crise, atingindo níveis recordes de taxa de desemprego na série da PNAD-C, enquanto os mais velhos aumentam sua participação no mercado de trabalho. Entre os grupos de escolaridade, os com maior grau de instrução mostram menos fragilidade, mas as taxas de desemprego têm subido consideravelmente para os grupos com instrução baixa ou intermediária.

Na seção 1, são analisados os dados agregados da PNAD-C para a RMRJ e a cidade do Rio de Janeiro, procurando destacar as semelhanças e particularidades na comparação com o Brasil. Contemplamos também dados do CAGED do Ministério do Trabalho no nível da RMRJ e no nível nacional, que medem os fluxos de emprego no setor formal e as razões dos salários dos admitidos em relação aos desligados, desagregados por setor de atividade. Na seção 2, analisamos o perfil dos desempregados, investigando quais grupos sentem mais intensamente os efeitos adversos da crise econômica. Na seção 3, descrevemos os movimentos das variáveis relacionadas à ocupação na RMRJ, analisando os dados de acordo com as desagregações por faixa etária, setor da economia e posição na ocupação.

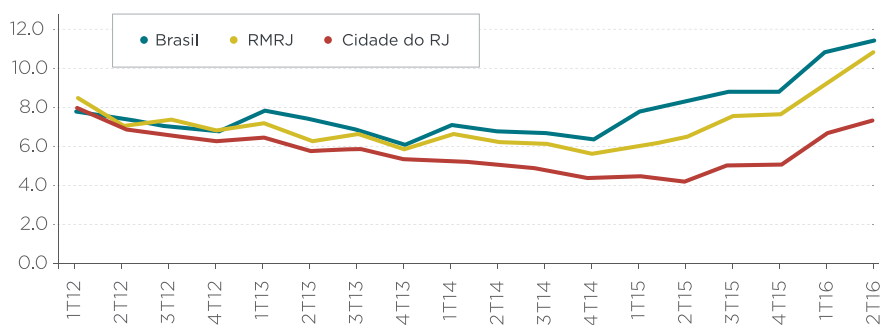
A CRISE E O MERCADO DE TRABALHO NA RMRJ

Nesta seção, é feita a análise dos principais indicadores de mercado de trabalho, utilizando a PNAD-C e o Caged (Cadastro Geral de Empregados e Desempregados) como fontes de dados. Nos gráficos a seguir, os dados são apresentados para a RMRJ, a cidade do Rio de Janeiro e para o Brasil como um todo. De uma forma geral, as estatísticas continuam mostrando uma rápida deterioração das condições do mercado de trabalho no período recente, em particular a partir do final de 2014. Até o primeiro trimestre de 2016, essa deterioração ocorria em ritmo menos intenso na RMRJ do que no Brasil. No entanto, o segundo trimestre de 2016 mostra um aumento mais severo do desemprego na RMRJ, a despeito de a cidade do Rio de Janeiro especificamente ainda contar com os estímulos relacionados aos Jogos Olímpicos.

O Gráfico 1 apresenta a evolução da taxa de desemprego aberto na cidade do Rio de Janeiro, na RMRJ e no Brasil, entre o primeiro trimestre de 2012 e o segundo trimestre de 2016. A comparação do segundo trimestre de 2016 com o trimestre imediatamente anterior mostra deterioração mais intensa do desemprego na RMRJ do que no Brasil. Enquanto no Brasil a taxa de desemprego subiu 0,4 ponto percentual (de 10,8% para 11,2%), na RMRJ o aumento foi de 1,5 ponto percentual (indo de 9,2% para 10,7%). Os boletins anteriores destacavam um cenário menos desfavorável para a RMRJ, que apresentava uma elevação acumulada na taxa de desemprego de 3,6 pontos percentuais do último trimestre de 2014 ao primeiro trimestre de 2016, o que era inferior à elevação

acumulada de 4,4 pontos percentuais na taxa de desemprego do Brasil, no mesmo período. No entanto, o dado do segundo trimestre de 2016 reverte esta avaliação. A RMRJ passa agora a ter uma piora acumulada no período desde o quarto trimestre de 2014 maior do que a piora observada no Brasil. Houve um aumento de 5,1 pontos percentuais na taxa de desemprego da RMRJ, e de 4,9 pontos percentuais na do Brasil. O Gráfico 1 mostra que o hiato entre as taxas de desemprego da RMRJ e do Brasil está se fechando. O gráfico 1 mostra também um aumento de 0,6 ponto percentual na taxa de desemprego na Cidade do Rio de Janeiro no dado mais recente em relação ao imediatamente anterior (de 6,7% para 7,3%).

GRÁFICO 1 • TAXA DE DESEMPREGO: POPULAÇÃO DESOCUPADA / POPULAÇÃO ECONOMICAMENTE ATIVA



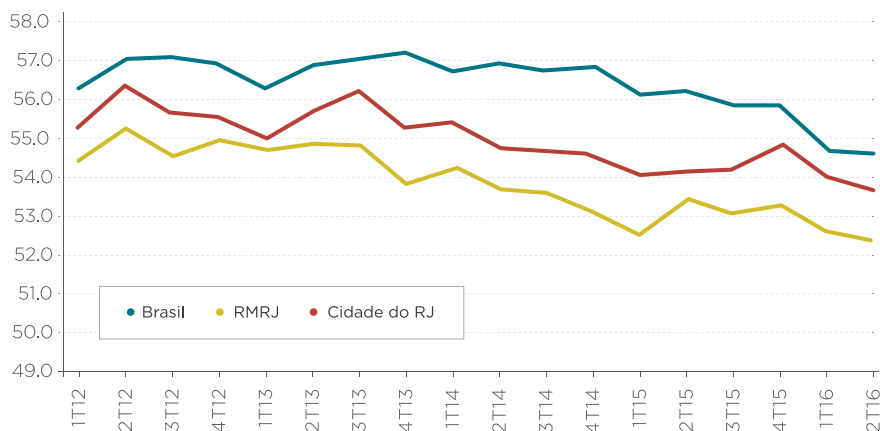
Fonte: PNAD-C - IBGE

Os boletins anteriores associavam a maior resiliência na taxa de desemprego da RMRJ aos investimentos de preparação para as Olimpíadas e destacava uma preocupação ao considerar as perspectivas para a região após o evento. Como o dado mais recente ainda não contempla o período pós Olimpíadas, o aumento na taxa de desemprego acontece a despeito de a cidade do Rio de Janeiro ainda estar em um cenário relativamente favorável em relação ao resto da RMRJ.

Como destacado nos boletins anteriores, a análise da taxa de ocupação (número de ocupados sobre a população em idade ativa) é fundamental para o correto entendimento da conjuntura do mercado de trabalho, uma vez que mede a proporção daqueles em idade de trabalhar que estão de fato ocupados no período de referência, complementando as estatísticas de desemprego.

O gráfico 2 mostra queda na taxa de ocupação na RMRJ no segundo trimestre de 2016 em relação ao trimestre imediatamente anterior de 0,2 ponto percentual (indo de 52,6% para 52,4%). A queda é superior a observada para o Brasil como um todo, que foi de 0,1 ponto percentual (indo de 54,7% para 54,6%), mas a comparação com o nível nacional não chega a mostrar diferenças tão grandes quanto a vista na taxa de desemprego. De fato, o que parece ter influenciado mais o aumento substantivo da taxa de desemprego na RMRJ vista no gráfico 1 foi o crescimento da taxa de participação no mercado de trabalho na região, como pode ser observado no gráfico 3.

GRÁFICO 2 • TAXA DE OCUPAÇÃO: POPULAÇÃO OCUPADA / POPULAÇÃO EM IDADE ATIVA

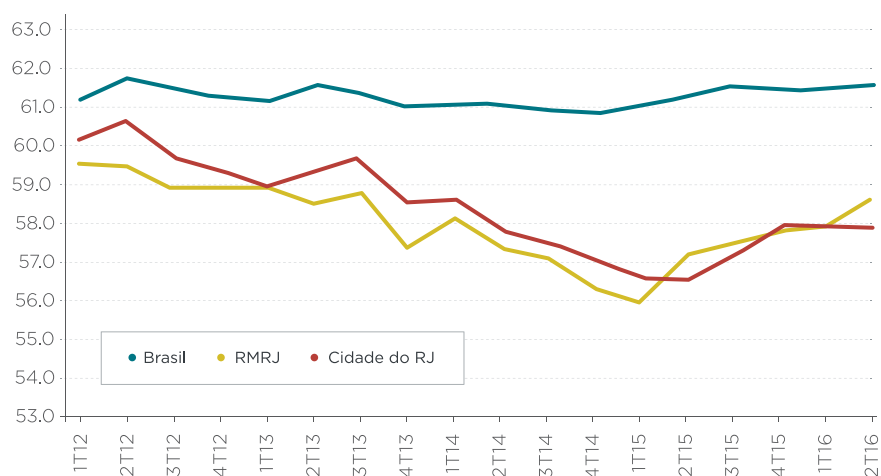


Fonte: PNAD-C - IBGE

O gráfico 3 mostra a evolução da taxa de participação no mercado de trabalho para a RMRJ e para o Brasil. Enquanto a taxa de participação no Brasil subiu apenas 0,2 ponto percentual na variação trimestral no período mais recente (de 61,4% para 61,6%), na RMRJ a taxa mostrou elevação de 0,7 ponto percentual (indo de 58,0% para 58,7%). A elevação da taxa de participação parece ser o fator que mais impulsionou a elevação da taxa de desemprego na comparação trimestral, vista no gráfico 1. Esse fenômeno não veio da cidade do Rio de Janeiro, onde a taxa de participação ficou constante em 57,9% no último período, mas das regiões que estão fora da capital. Desse modo, o que mais contribuiu para o aumento da taxa de desemprego na RMRJ muito superior ao

verificado no Brasil no último trimestre foi o crescimento mais acentuado da população economicamente ativa (e conseqüente elevação da taxa de participação) fora da Cidade do Rio de Janeiro. Ou seja, mais pessoas na RMRJ estão entrando na força de trabalho, passando a procurar emprego, mas como o nível de ocupação está praticamente estável, a taxa de desemprego tem subido. Um fenômeno semelhante tem acontecido no país como um todo, mas os dados do último trimestre mostram que isso ocorreu de forma relativamente mais intensa na RMRJ.

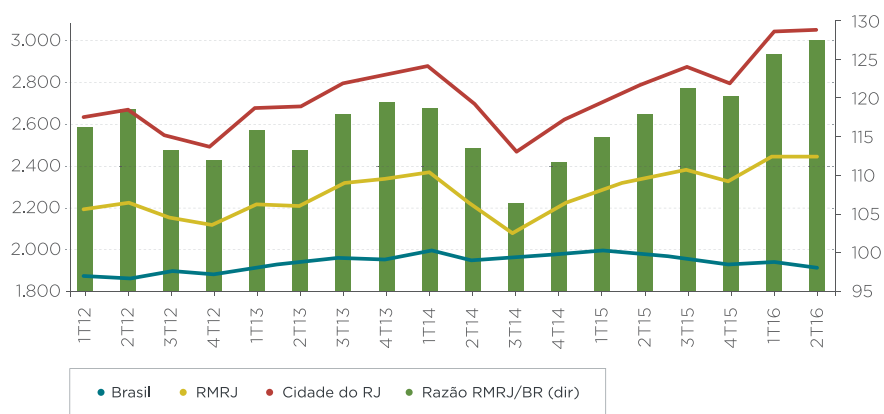
GRÁFICO 3 • TAXA DE PARTICIPAÇÃO: POPULAÇÃO ECONOMICAMENTE ATIVA / POPULAÇÃO EM IDADE ATIVA



Fonte: PNAD-C - IBGE

O gráfico 4 mostra a evolução dos rendimentos reais na Cidade do Rio de Janeiro, na RMRJ e no Brasil. O rendimento real médio no RMRJ foi R\$2.453,80 no segundo trimestre de 2016 e R\$1.923,50 no Brasil no mesmo período. Estes números representam aumento real em relação ao trimestre anterior de 0,1% na renda da RMRJ e queda real de 1,3% no Brasil como um todo. Com isso a razão da renda na RMRJ em relação a renda no Brasil atinge patamar mais alto, sendo um novo recorde da série iniciada em 2012, e indicando que o rendimento médio no Rio se situa num nível 28% acima do rendimento médio no país. Parte da razão dos salários na RMRJ ainda não mostrarem a mesma fraqueza vista no resto do Brasil se explica pelo comportamento dos rendimentos na cidade do Rio de Janeiro. Na cidade, os rendimentos atingiram o nível de R\$ 3.061,70 no segundo trimestre, mostrando crescimento real de 0,5% em relação ao trimestre anterior.

GRÁFICO 4 • RENDIMENTO REAL MÉDIO DA POPULAÇÃO

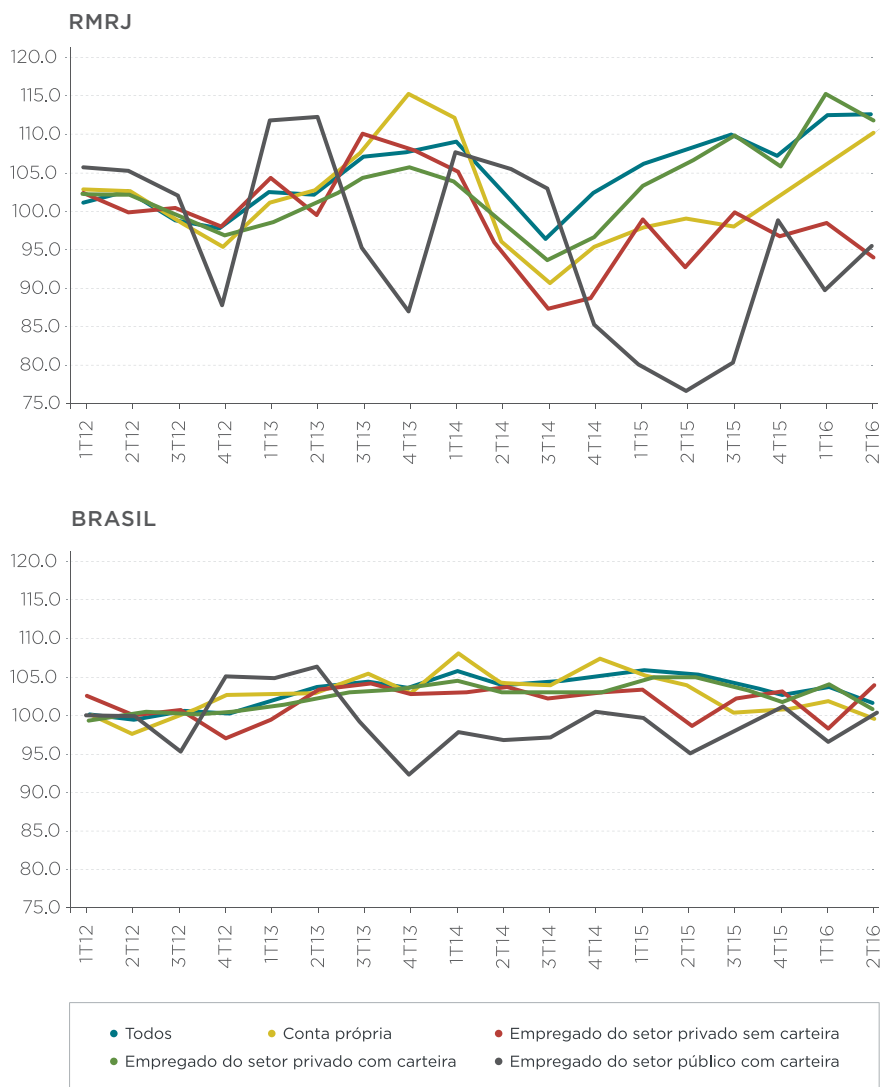


Fonte: PNAD-C - IBGE

“A RAZÃO DA RENDA NA RMRJ EM RELAÇÃO A RENDA NO BRASIL ATINGE PATAMAR MAIS ALTO, SENDO UM NOVO RECORDE DA SÉRIE INICIADA EM 2012”

No gráfico 5, analisamos os rendimentos reais médios desagregados por posição na ocupação, para a RMRJ e para o Brasil. Os dados são normalizados pelo valor médio de 2012 (ou seja, 2012=100). Assim como na série agregada de rendimentos, observa-se menor volatilidade dos rendimentos a nível nacional. O crescimento dos rendimentos dos trabalhadores por conta própria (3,9% em termos reais) e dos trabalhadores do setor público (6,6% em termos reais) ajudou a elevar o rendimento médio agregado na RMRJ no segundo trimestre deste ano em relação ao primeiro trimestre, enquanto a contribuição negativa veio dos rendimentos dos empregados do setor privado formal e informal (-2,8% e -4,6% em termos reais, respectivamente). Se na RMRJ o rendimento real médio dos trabalhadores por conta própria mostrou aumento de 3,9%, no Brasil como um todo, essa categoria de ocupação teve contração real nos rendimentos de 1,9%. Isso ilustra o importante papel desempenhado pelo trabalho autônomo na RMRJ em atuar como um colchão de renda durante a crise. No entanto, a alta volatilidade da renda característica desse tipo de ocupação evidencia o aumento da precariedade do trabalho na região.

GRÁFICO 5 • RENDIMENTO REAL MÉDIO DA POPULAÇÃO, POR POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO - MÉDIA DE 2012 = 100

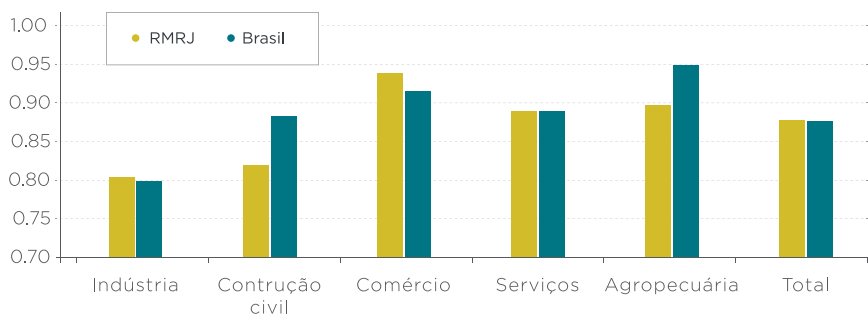


Fonte: PNAD-C - IBGE

O gráfico 5 mostra ainda que os rendimentos reais no setor privado com carteira assinada tiveram quedas de 2,8% na RMRJ e de 2,7% no Brasil na comparação trimestral. Como ilustrado pelos dados de negociações salariais, o fato é que os empregados formais não têm conseguido obter reajustes salariais nominais suficientes para se compensar a aceleração inflacionária observada a partir do final de 2014. Além disso, os dados do CAGED mostram um efeito substituição através da rotatividade de trabalhadores, com funcionários admitidos recebendo salários inferiores aos funcionários desligados que ocupavam o mesmo cargo. Para ilustrar esse aspecto, os gráficos 6 e 7 apresentam dados do CAGED, do Ministério do Trabalho, que mostram os fluxos mensais de admitidos e desligados no setor formal da economia.

O gráfico 6 mostra a razão entre salários médios de admitidos e desligados em 2016 (de janeiro a julho) na RMRJ e no Brasil, com desagregação por setor de atividade. Enquanto a razão de salários é relativamente elevada no comércio na RMRJ (94,3%) quando comparada com o Brasil (91,6%), a razão entre salários na construção civil é mais baixa na RMRJ (82,2%) do que no Brasil (88,8%).

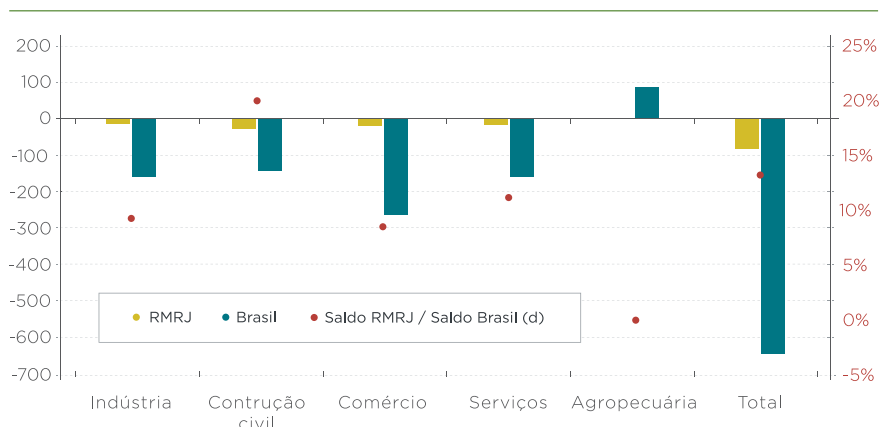
GRÁFICO 6 • RAZÃO ENTRE O SALÁRIO MÉDIO DE ADMITIDOS E DESLIGADOS, POR SETOR DE ATIVIDADE (JANEIRO A JULHO DE 2016)



Fonte: CAGED

O gráfico 7 mostra o saldo entre admitidos e desligados no período de janeiro a julho de 2016 para a RMRJ e para o Brasil, e também o peso do saldo da RMRJ no Brasil. Nos primeiros sete meses do ano, o saldo foi negativo em 84 mil pessoas na RMRJ e em 644 mil pessoas no Brasil como um todo, ou seja, a RMRJ foi responsável por 13% do saldo negativo em emprego formal no Brasil. Entre todos os setores, o saldo mais negativo na RMRJ nesse período foi observado na construção civil, onde os desligados superaram os admitidos em 29 mil pessoas. É exatamente na construção civil que a RMRJ tem a maior contribuição no saldo total do país, sendo responsável por 20% do saldo negativo do Brasil como um todo. O enfraquecimento mais acentuado no emprego formal na construção civil mostrado no gráfico 7 se relaciona diretamente com o fato desse setor ter baixa razão entre salários de admitidos e desligados, como destacado no gráfico 6, indicando que a fraca demanda por trabalho é a maior fonte de perda de dinamismo do setor.

GRÁFICO 7 • SALDO ENTRE ADMITIDOS E DESLIGADOS, POR SETOR DE ATIVIDADE (MIL PESSOAS - JANEIRO A JULHO DE 2016)



O PERFIL DO DESEMPREGO NA CRISE NA RMRJ

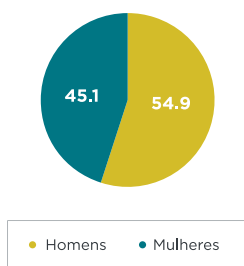
Nesta seção, analisamos o mercado de trabalho da RMRJ pela ótica do desemprego. Desagregando as estatísticas por gênero, idade e grau de instrução, observamos o comportamento da taxa de desemprego em cada categoria, assim como sua taxa de participação e seu peso atualmente na população economicamente ativa da RMRJ. O objetivo é investigar como a crise afetou de forma diferente os diversos grupos da população com base nos dados da PNAD-C.

O gráfico 8 mostra informações sobre a evolução da taxa de desemprego e da taxa de participação desagregadas por gênero entre 2012 e o segundo trimestre de 2016. Podemos observar que os movimentos das taxas de desemprego são relativamente similares para homens e mulheres, mas os níveis são bastante diferentes. De maneira geral, as taxas de desemprego mostraram tendência de queda tanto para homens como para mulheres até o final de 2014, quando atingiram os valores de 4,5% para os homens e de 6,8% para as mulheres. A partir desse ponto, ambas as taxas reverteram a tendência favorável, até atingirem os níveis de 9,2% para os homens e de 12,5% para as mulheres no segundo trimestre de 2016. Em relação ao primeiro trimestre de 2016, o último dado mostra elevação maior na taxa de desemprego das mulheres do que na dos homens (aumento de 1,8 ponto percentual e de 1,3 ponto percentual, respectivamente).

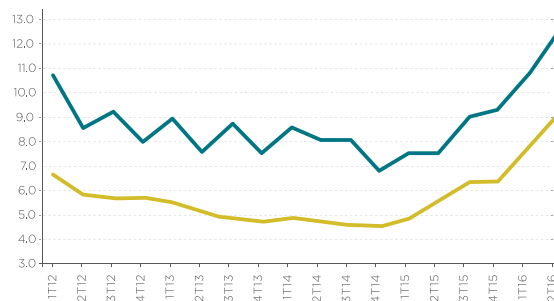
A piora mais acentuada na taxa de desemprego das mulheres é em grande parte afetada pela elevação da taxa de participação do gênero. Do primeiro para o segundo trimestre deste ano, a taxa de participação feminina cresceu 1,3 ponto percentual, atingindo 49,1%, enquanto a taxa de participação masculina teve pequena queda, de 0,1 ponto percentual, atingindo 69,8%. Em toda a série, a taxa de participação dos homens é bastante superior à das mulheres, com um hiato de quase 22 pontos percentuais em média. No dado mais recente, o hiato ficou em 20,7 pontos percentuais, o mais baixo verificado na série iniciada em 2012.

GRÁFICO 8 • COMPOSIÇÃO DA PEA, TAXA DE DESEMPREGO E TAXA DE PARTICIPAÇÃO POR GÊNERO (RMRJ)

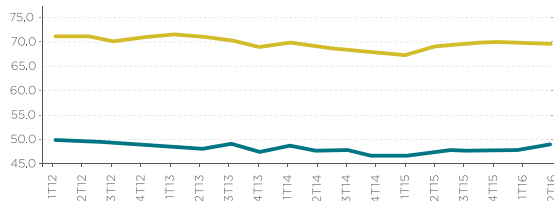
COMPOSIÇÃO DA PEA,
POR GÊNERO (RMRJ, 2T16)



TAXA DE DESEMPREGO, POR GÊNERO (RMRJ)



TAXA DE PARTICIPAÇÃO, POR GÊNERO (RMRJ)



Fonte: PNAD-C - IBGE

O gráfico 9 mostra informações de taxa de desemprego e taxa de participação desagregadas por faixa etária. Observa-se que, quanto mais jovem é a camada da população, mais adversa é a tendência de aumento da taxa de desemprego desde o final de 2014 e também o desempenho do último trimestre em relação ao trimestre anterior. Para os mais jovens, de 14 a 17 anos, desde o final de 2014 a taxa de desemprego subiu impressionantes 26,9 pontos percentuais, atingindo a marca de 47,3%. Embora a taxa de participação tenha subido um pouco no mesmo período (1,3 pontos percentuais, atingindo 8,2%), a queda na ocupação é a principal causa para o aumento do desemprego. Na comparação com o dado do trimestre imediatamente anterior, a taxa de desemprego do grupo subiu 5,2 pontos percentuais, em cenário de taxa de participação constante.

No segundo grupo mais jovem, de 18 a 29 anos, o aumento acumulado na taxa de desemprego desde o último trimestre de 2014 é de 9,4 pontos percentuais (atingindo 20,3% de taxa de desemprego no segundo trimestre de 2016), e o aumento da taxa de participação no mesmo período foi de 1,4 ponto percentual (atingindo 68,4% no dado mais atual). Os números caracterizam o cenário bastante adverso, portanto, para a camada da população que tem até 30 anos, que enfrenta taxas de desemprego recordes para as séries da PNAD-C, e assim deixam de acumular experiência profissional, o que certamente afetará sua produtividade futura.

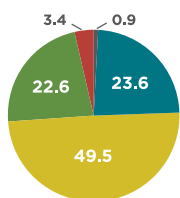
Esse fenômeno de maior aumento relativo do desemprego para os trabalhadores mais jovens é um fenômeno universal, tendo sido observado em larga escala em vários países por ocasião da Grande Recessão de 2008-2009. São resultado de comprovada evidência mundial de que as empresas, em períodos de crise, deixam de contratar trabalhadores jovens, optando por trabalhar com uma mão-de-obra mais experiente.

Para os que têm de 30 a 49 anos e de 50 a 64 anos, a taxa de desemprego mostrou elevação acumulada desde o último trimestre de 2014 de 4,3 e 2,3 pontos percentuais, atingindo os níveis de desemprego de 8,6% e 5,3%, respectivamente. Embora essas taxas sejam menores do que o desemprego geral na RMRJ (10,7%), não se pode desconsiderar a importância dessa piora tendo em vista a elevada taxa de participação dessas faixas etárias, assim como a menor possibilidade dos mais adultos de sair do mercado de trabalho e investir, por exemplo, na qualificação enquanto a crise se mostra mais severa.

Para os mais velhos (65 anos ou mais) os dados são menos adversos. Mesmo com o aumento acumulado desde o quarto trimestre de 2014 na taxa de participação de 1,2 ponto percentual (atingindo assim 12,6%), a taxa de desemprego desta faixa etária aumentou apenas 0,2 ponto percentual no período, atingindo 1,5%. Na comparação com o primeiro trimestre deste ano, a taxa de desemprego chegou a cair 0,6 ponto percentual.

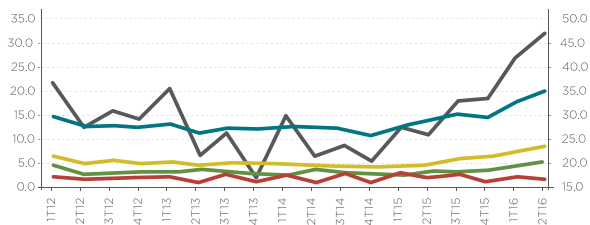
GRÁFICO 9 • COMPOSIÇÃO DA PEA, TAXA DE DESEMPREGO E TAXA DE PARTICIPAÇÃO POR FAIXA ETÁRIA (RMRJ)

COMPOSIÇÃO DA PEA, POR FAIXA ETÁRIA (RMRJ, 2T16)

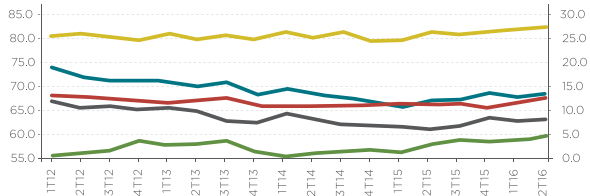


- 14 a 17 anos
- 18 a 29 anos
- 30 a 49 anos
- 50 a 64 anos
- 65 anos ou mais

TAXA DE DESEMPREGO, POR FAIXA ETÁRIA (RMRJ)



TAXA DE PARTICIPAÇÃO, POR FAIXA ETÁRIA (RMRJ)



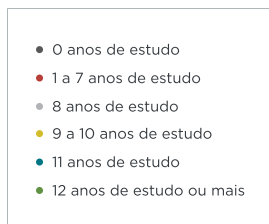
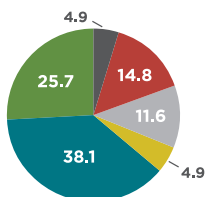
Fonte: PNAD-C - IBGE

O gráfico 10 mostra informações de taxa de desemprego e de taxa de participação desagregadas por grau de instrução. Observa-se que há um aumento da taxa de desemprego para todas as faixas de instrução, mas os movimentos são ainda mais adversos para quem têm de 9 a 10 anos de estudo. Nessa categoria, a taxa de desemprego atingiu 23,1%, com aumento acumulado de 15,8 pontos percentuais desde o final de 2014. Este movimento ocorreu a despeito da queda da taxa de participação deste grupo no mesmo período, que acumulou recuo de 3,1 pontos percentuais.

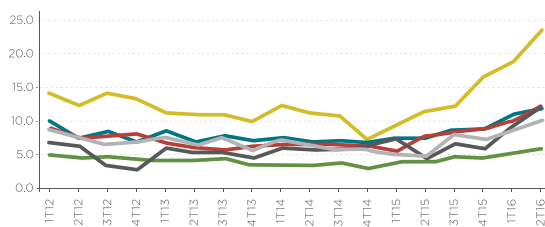
Por outro lado, os mais protegidos são os de maior escolaridade (12 anos ou mais de estudo). Nesta categoria, a taxa de desemprego foi de 5,9% no segundo trimestre de 2016, acumulando elevação de 2,8 pontos percentuais desde o último trimestre de 2014. A tendência de queda na taxa de participação desde o início da série foi um fator que ajudou a amortecer a piora no mercado de trabalho para os mais escolarizados. Para estes, a taxa de participação está em 72,1%, o menor valor da série iniciada em 2012, acumulando queda desde o final de 2014 de 1,4 ponto percentual, e de 4,1 pontos percentuais desde o primeiro trimestre de 2012.

GRÁFICO 10 • COMPOSIÇÃO DA PEA, TAXA DE DESEMPREGO E TAXA DE PARTICIPAÇÃO POR GRAU DE INSTRUÇÃO (RMRJ)

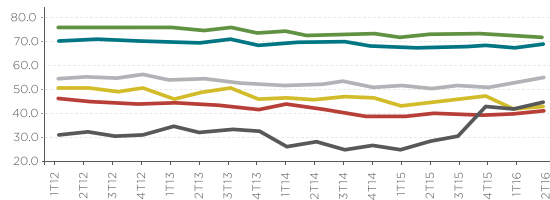
COMPOSIÇÃO DA PEA, POR GRAU DE INSTRUÇÃO (RMRJ, 2T16)



TAXA DE DESEMPREGO, POR GRAU DE INSTRUÇÃO (RMRJ)



TAXA DE PARTICIPAÇÃO, POR GRAU DE INSTRUÇÃO (RMRJ)



Fonte: PNAD-C - IBGE

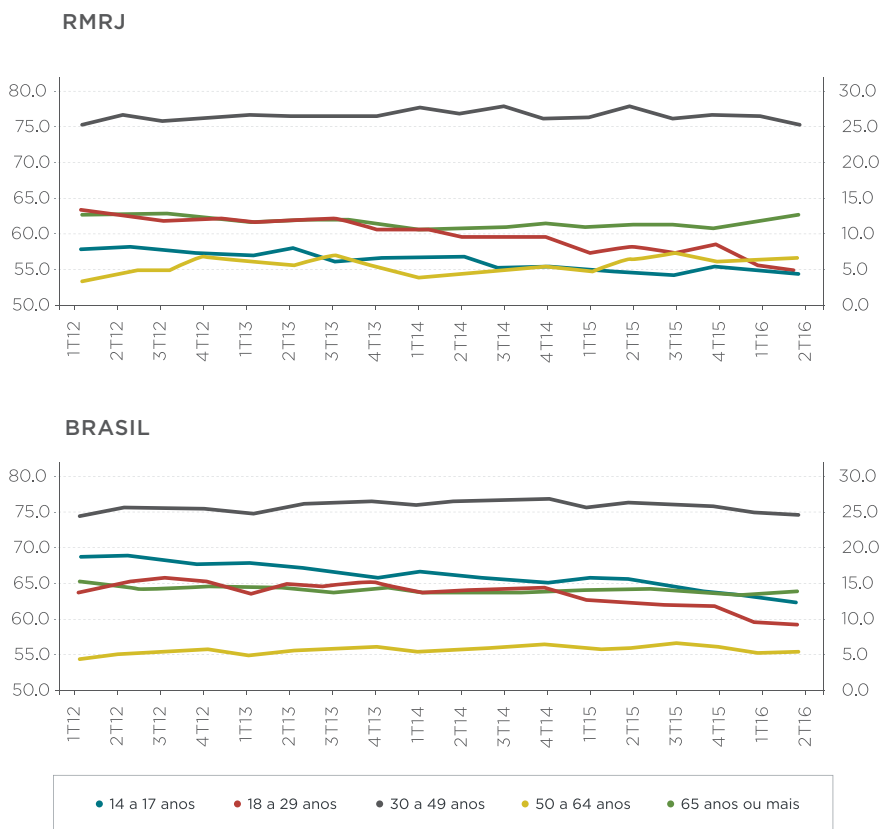
A OCUPAÇÃO NA RMRJ

Nesta última seção, analisamos mais detalhadamente a população ocupada, desagregando por faixa etária, setor de atividade e posição na ocupação. Enquanto a desagregação por faixa etária apenas complementa a análise feita na seção anterior, as desagregações por setor de atividade e posição na ocupação apresentam informações novas para este boletim. Uma vez que essas duas últimas desagregações são feitas a partir de características da ocupação, elas não poderiam ser contempladas, por definição, nas estatísticas de desemprego da seção anterior. A análise é feita comparando as séries na RMRJ em relação ao resto do Brasil, e considerando especialmente os movimentos mais recentes, do segundo trimestre de 2016 em relação ao primeiro trimestre deste mesmo ano, uma vez que as tendências de longo prazo já foram analisadas no boletim anterior.

O gráfico 11 mostra a taxa de ocupação por faixas etárias, ou seja, a população ocupada sobre a população em idade ativa para cada grupo de idade. Os números referentes às faixas de 14 a 17 anos e de 65 anos ou mais estão representados no eixo da direita. Na comparação trimestral dos últimos dados do Brasil e da RMRJ, a faixa mais jovem (de 14 a 17 anos) mostrou queda para as duas unidades territoriais (de 0,5 e 0,4 ponto percentual, respectivamente), seguindo uma tendência de longo prazo. Todas as demais faixas etárias mostraram pequeno recuo (entre 0,1 e 0,2 ponto percentual) na taxa de ocupação nos dados do Brasil, mas os movimentos na RMRJ foram mais heterogêneos e

de maior magnitude. Nos dados regionais, os grupos de 18 a 29 anos e de 30 a 49 anos mostraram recuo de 1,0 ponto percentual na comparação com o trimestre anterior, enquanto as duas faixas mais velhas mostraram aumento na comparação com o mesmo período, de 0,3 ponto percentual para o grupo de 50 a 64 anos e de

GRÁFICO 11 • TAXA DE OCUPAÇÃO POR FAIXA ETÁRIA (POPULAÇÃO OCUPADA/POPULAÇÃO EM IDADE ATIVA)

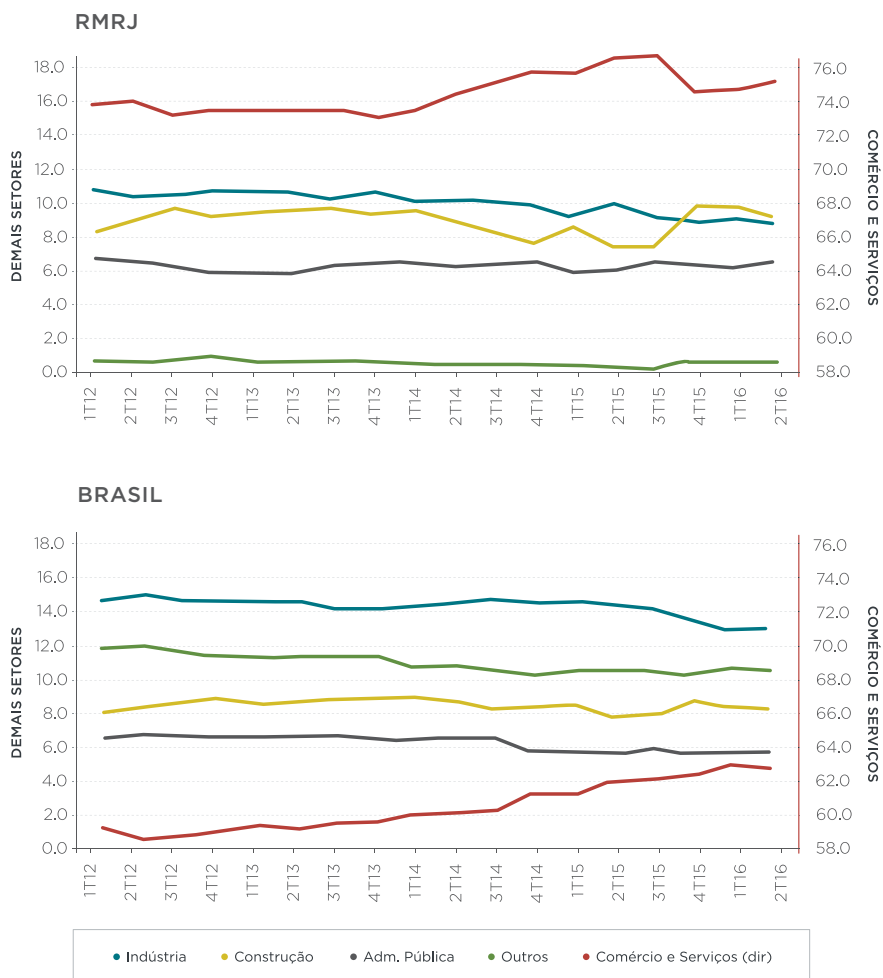


Fonte: PNAD-C - IBGE

1,0 ponto percentual para o grupo de mais de 65 anos. Embora a faixa mais velha tenha um peso pequeno na população ocupada da RMRJ (3,7%), é interessante notar que sua taxa de ocupação está interrompendo a tendência de queda na série iniciada em 2012 pelo segundo trimestre consecutivo.

No gráfico 12, observamos como a população ocupada da RMRJ e Brasil se distribui entre os grandes setores da economia. O boletim anterior avaliou os níveis gerais dos setores nas duas unidades territoriais, constatando, por exemplo, que na RMRJ o setor de comércio e serviços tem um peso bastante superior ao que representa no Brasil (75,1% versus 62,9%, respectivamente, no segundo trimestre de 2016). Uma análise mais focada nos movimentos recentes mostra que no segundo trimestre de 2016, comparado com o trimestre imediatamente anterior, os setores de indústria e construção perderam peso tanto na RMRJ quanto no Brasil, ao passo que Comércio e Serviços e Administração Pública ganharam espaço. Na RMRJ, no entanto, os movimentos foram um pouco mais intensos. Na região, Comércio e Serviços tiveram aumento de 0,4 ponto percentual, passando a representar 75,1% da economia, enquanto no Brasil o aumento foi de apenas 0,2%, atingindo assim o peso de 62,9%. A administração pública aumentou seu peso em 0,3 ponto percentual na RMRJ (atingindo 6,5%) e 0,1 ponto percentual no Brasil (atingindo 5,8%). As contrapartidas desses movimentos foram a queda na participação da indústria (0,1 ponto percentual na RMRJ e no Brasil) e a queda da construção (0,5 ponto percentual na RMRJ e 0,2 ponto percentual no Brasil).

GRÁFICO 12 • SETOR DE ATIVIDADE DA POPULAÇÃO OCUPADA (PESO DE CADA CATEGORIA NO TOTAL - %)

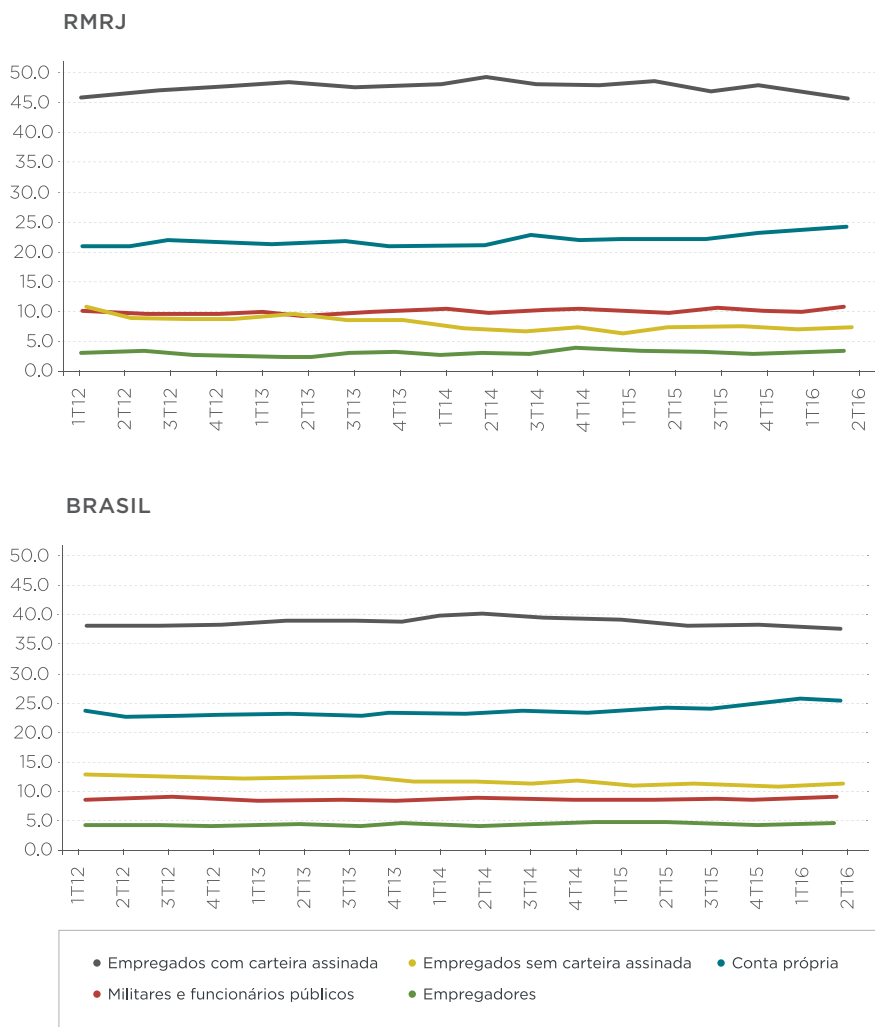


Fonte: PNAD-C - IBGE

Por fim, o gráfico 13 apresenta a evolução da proporção de ocupados por tipo de posição na ocupação entre o primeiro trimestre de 2012 e o segundo trimestre de 2016, para a RMRJ e para o Brasil. Os movimentos tanto na RMRJ quanto no Brasil mostram queda no peso dos empregados com carteira assinada e aumentos do peso dos empregados sem carteira assinada, ou seja, aumento da informalidade. O peso dos empregados com carteira assinada no total dos ocupados caiu em 1,3 ponto percentual no RMRJ, atingindo 45,4%, e 0,3 ponto percentual no Brasil, atingindo 37,9%. Já o peso dos empregados sem carteira assinada no total dos ocupados subiu 0,2 ponto percentual no RMRJ, atingindo 7,0%, e 0,4 ponto percentual no Brasil, atingindo 11,1%.

Já o peso dos trabalhadores por conta própria mostrou comportamento diferente nas duas regiões. Na RMRJ, o peso aumentou em 0,7 ponto percentual, compensando a queda mais intensa da participação dos trabalhadores com carteira assinada na região. Assim, o peso dos conta-própria na RMRJ atinge 24,3% no segundo trimestre de 2016, um recorde da série iniciada em 2012. No Brasil, essa categoria perdeu peso, caindo 0,3 ponto percentual e atingindo o patamar de 25,2%. O peso dos empregadores teve pequena elevação na RMRJ (0,1 ponto percentual) e ficou parado no Brasil, e o peso dos militares e funcionários públicos teve aumento na RMRJ e no Brasil (0,2 e 0,1 ponto percentual, respectivamente). •

**GRÁFICO 13 • POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO DA POPULAÇÃO OCUPADA
(PESO DE CADA CATEGORIA NO TOTAL - %)**



Fonte: PNAD-C - IBGE

ANÁLISE TEMÁTICA

A INSERÇÃO DAS MULHERES NO MERCADO DE TRABALHO DO RIO DE JANEIRO E NO BRASIL

Gustavo Gonzaga (PUC-Rio), Gabriel Ulyssea (PUC-Rio), Livia Gouvêa (PUC-Rio)

A existência de uma substancial desigualdade de gênero no mercado de trabalho em diferentes países no mundo é um fato bem estabelecido. Nos EUA, uma mulher ganha em média cerca de 20% a menos do que um homem com as mesmas características observáveis (tais como educação e experiência). Mesmo em países conhecidos por uma alta equidade, como Suécia e Noruega, esse diferencial salarial entre homens e mulheres chega a 15% (ver Kleven et al., 2016). No Brasil, mulheres ganham, em média, 25-30% menos do que homens com as mesmas características observáveis.¹

1. Informação obtida pelos autores a partir da análise dos microdados da PNAD antiga, de 2012.



Foto: Mauro Pimentel

Um segundo aspecto fundamental tanto em países desenvolvidos quanto em desenvolvimento diz respeito à participação das mulheres no mercado de trabalho. Dois fatos se destacam em qualquer país considerado: (i) as mulheres têm uma taxa de participação substancialmente menor do que a dos homens²; e (ii) esse diferencial entre homens e mulheres vem se reduzindo ao longo dos últimos 30 anos, especialmente em função do aumento da taxa de participação das mulheres casadas. Novamente, uma extensa literatura econômica tem se dedicado a entender os determinantes e consequências dessas diferenças e do crescimento da presença das mulheres no mercado de trabalho.

O objetivo desta seção é caracterizar a inserção das mulheres no mercado de trabalho da região metropolitana do Rio de Janeiro (RMRJ) e do Brasil, para tanto concentrando-se nas duas dimensões discutidas acima: diferenciais salariais e taxa de participação. Essas duas dimensões são fundamentais, pois dizem respeito ao quão inseridas estão as mulheres no mercado de trabalho e, condicional a estarem empregadas, as desigualdades salariais existentes entre homens e mulheres. O objetivo desta seção não é identificar os principais determinantes do comportamento destas dimensões da inserção feminina no mercado de trabalho, mas tão somente estabelecer alguns fatos importantes referentes às mesmas. O restante da seção está organizada da seguinte forma. Na sub-seção

2. A taxa de participação é definida como a proporção de indivíduos ativos no mercado de trabalho, seja ocupados ou desocupados e procurando emprego, sobre a população em idade ativa. A sub-seção 2 define essa variável formalmente.

2, apresentamos a metodologia de decomposições simples que é utilizada na análise. Na sub-seção 3, apresentamos os resultados e a sub-seção 4 conclui.

DADOS E METODOLOGIA

1. DADOS

Nesta Seção utilizamos os dados da PNAD Contínua (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios), de forma que apenas analisaremos os anos mais recentes (a partir de 2012). Embora a PNAD contínua possua uma dimensão de painel, nossa análise explora a natureza de cross-section repetida da mesma, ou seja, não seguimos os mesmos indivíduos ao longo do tempo, mas podemos seguir amostras de grupos específicos da população ao longo do tempo. A amostra utilizada considera apenas a população de 18 a 64 anos de idade, embora em alguns casos indicados a amostra seja restrita a diferentes subgrupos de idade.

2. DEFINIÇÕES E METODOLOGIA

Parte da análise se concentra na análise da taxa de participação de mulheres vis-à-vis a de homens no mercado de trabalho brasileiro. Define-se a taxa de participação da seguinte forma:

$$\text{Taxa de Participação}_g = \frac{\text{Ocupados}_g + \text{Desempregados}_g}{\text{População em Idade Ativa}_g}$$

onde g indexa o sub-grupo em questão: homens, mulheres, mulheres com filhos, mulheres sem filho, etc.. A definição de população em idade ativa é a utilizada na PNAD-C: pessoas com 14 anos ou mais.

Além de analisarmos diretamente a taxa de participação tal como definida acima, utilizaremos também análises de regressão para entender como a presença de filhos afeta a decisão de participação das mulheres vis-à-vis a de homens, condicional às demais variáveis observáveis, em particular escolaridade, idade, estado de residência e renda domiciliar per capita. Para tanto, estimamos modelos Probit onde a variável dependente assume valor um se o indivíduo participa do mercado de trabalho e zero em caso contrário:

$$\Pr [D_i = 1 | X_i] = \Phi (\alpha + \gamma \text{filhos}_i + \beta X_i)$$

onde i indica indivíduos, $D=1$ se o indivíduo participa do mercado de trabalho (é desempregado ou ocupado); $\Phi(\cdot)$ é a função distribuição acumulada da distribuição normal padrão; Filhos denota o número de crianças no domicílio; e X é um vetor de características observáveis que desejamos controlar (escolaridade, idade, UF e renda domiciliar per capita).

Por fim, iremos analisar também os diferenciais salariais entre homens e mulheres. Em princípio, uma comparação direta de salários de homens e mulheres poderia fornecer o indicador desejado. Porém, essa análise iria confundir diferenças na composição dos dois grupos no que diz respeito a características como escolaridade

e experiência potencial no mercado de trabalho. De forma a contrastar os salários de homens e mulheres que sejam o mais comparáveis possível em termos de variáveis observáveis, estimamos regressões de rendimentos (Mincerianas) da seguinte forma:

$$\ln(w_i) = \alpha + \gamma D_i + X_i' \beta + u_i$$

onde $\ln(w_i)$ denota o logaritmo do salário, D_i é uma variável binária (dummy) que assume valor um se o indivíduo é homem e zero em caso contrário; e, novamente, X é um vetor de características observáveis que desejamos controlar. Assim, o coeficiente estimado γ representa o diferencial de salários entre homens e mulheres, condicional às demais características observáveis.

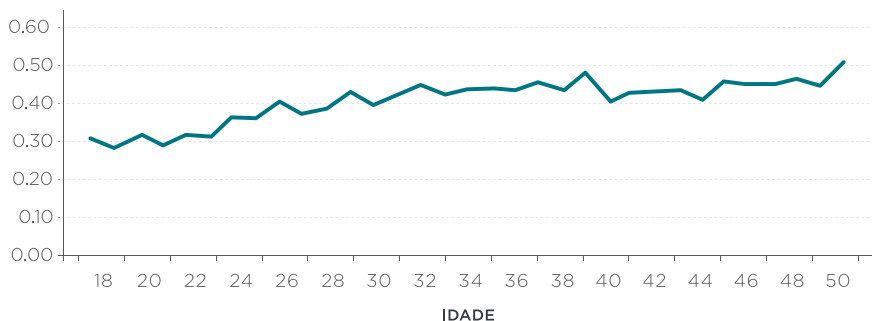
RESULTADOS

1. DIFERENCIAL DE SALÁRIOS ENTRE HOMENS E MULHERES

Iniciando nossa análise de resultados pelo diferencial de salários condicional entre homens e mulheres, o gráfico 14 mostra que o diferencial já é bastante elevado mesmo entre os jovens, cerca de 30%, mas vai aumentando quase que continuamente até os 40 anos, quando passa a oscilar em torno do nível de aproximadamente 45% em favor dos homens. O gráfico 14 mostra os resultados para todo o Brasil, mas o comportamento para a RMRJ é muito semelhante e por isso o resultado não é apresentado. Dessa forma,

a figura sugere que não apenas a entrada das mulheres no mercado de trabalho se dá em uma posição de desvantagem, mas também a progressão salarial ocorre de forma mais lenta que a dos homens.

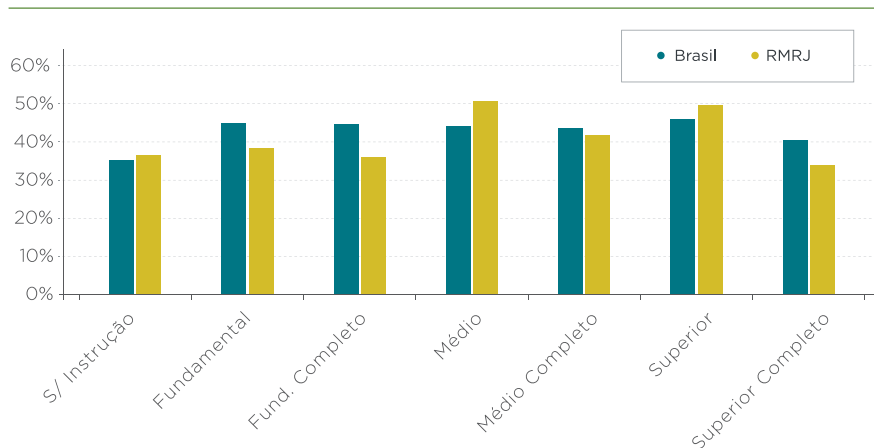
GRÁFICO 14 • DIFERENCIAL SALARIAL ENTRE HOMENS E MULHERES OCUPADOS 2015 - BRASIL



Fonte: IETS/ Ope Sociais. Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílio Contínua (PNAD Contínua/IBGE), 2012 a 2016.

O gráfico 15 mostra que o diferencial salarial por nível de escolaridade, permanece bastante elevado – entre 30 e 50% – e atinge seu menor nível na RMRJ entre os mais qualificados. Cabe notar que, exceto pelos grupos com ensino médio e superior incompletos, a RMRJ tem menores diferenciais salariais entre homens e mulheres do que no Brasil como um todo.

GRÁFICO 15 • DIFERENCIAL SALARIAL ENTRE HOMENS E MULHERES POR NÍVEL DE ESCOLARIDADE - 2015



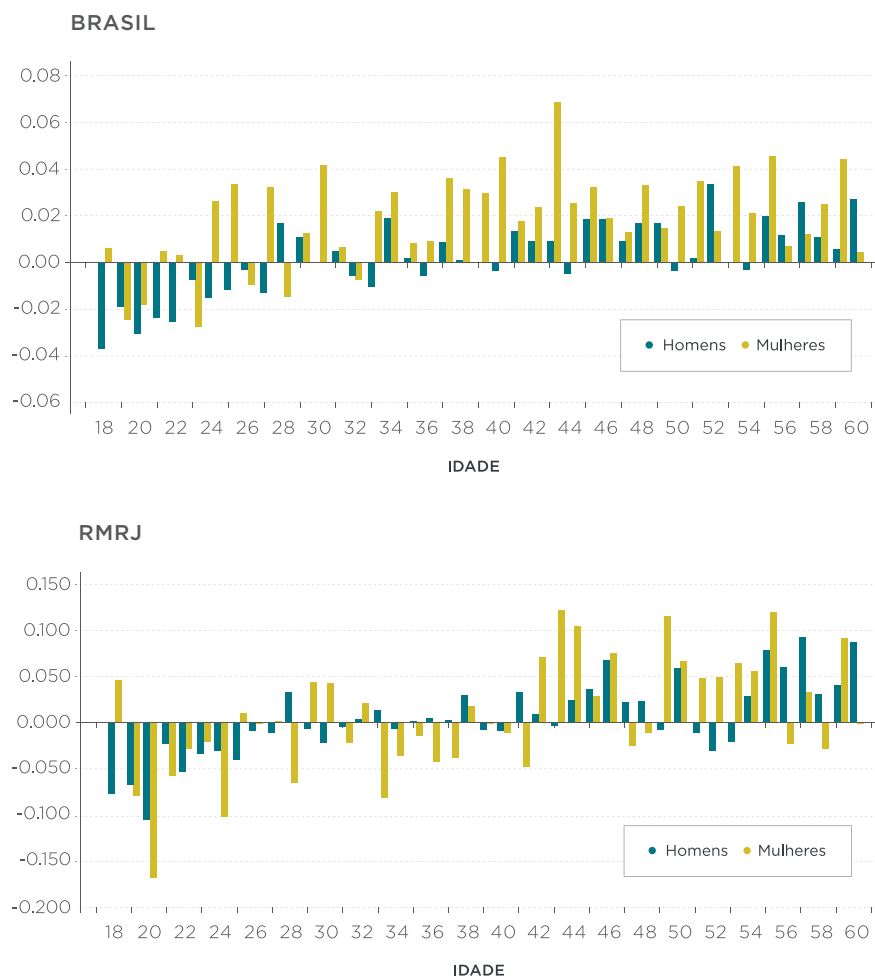
Fonte: IETS/ Ope Sociais. Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílio Contínua (PNAD Contínua/IBGE), 2012 a 2016.

2. PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO

Iniciamos nossa análise da taxa de participação contrastando a variação acumulada na taxa de participação de homens e mulheres nos mercados de trabalho do Brasil e RMRJ entre os segundos trimestres de 2012 e 2016.

O gráfico 16, painel (a), mostra que as mulheres aumentaram sua taxa de participação no Brasil como um todo para quase todos os grupos etários e de forma expressiva entre os 35 e 50 anos. Os homens apresentaram taxas de crescimento bem menores ou mesmo reduções no período observado. Chama atenção as substanciais reduções observadas para os jovens (18 a 29 anos) de ambos os sexos no Brasil como um todo, mas especialmente na

GRÁFICO 16 • VARIACÃO ACUMULADA NA TAXA DE PARTICIPAÇÃO DE HOMENS E MULHERES POR IDADE - 2012-T2 A 2016-T2



Fonte: IETS/ Ope Sociais. Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílio Contínua (PNAD Contínua/IBGE), 2012 a 2016.

RMRJ (painel b). Mais ainda, a RMRJ apresentou reduções na taxa de participação de homens e mulheres com muito mais frequência e maior intensidade nas diferentes faixas etárias. De fato, como discutido em números anteriores deste Boletim, isso contribuiu para manter a taxa de desemprego na RMRJ mais baixa do que no resto do país.

“TANTO A TAXA DE PARTICIPAÇÃO FEMININA QUANTO A MASCULINA SÃO MUITO BAIXAS NO PRIMEIRO DECIL DE RENDA. PORÉM, JÁ NO SEGUNDO DECIL, ABRE-SE UM SUBSTANCIAL DIFERENCIAL ENTRE HOMENS E MULHERES, COM OS HOMENS APRESENTANDO UMA TAXA DE PARTICIPAÇÃO CERCA DE 2,5 VEZES MAIS ELEVADA QUE A FEMININA”

Examinando o padrão da taxa de participação de homens e mulheres por décimos da renda domiciliar per capita, é possível detectar alguns padrões interessantes. O gráfico 17, painel (a), mostra que tanto a taxa de participação feminina quanto a masculina são muito baixas no primeiro decil de renda. Porém, já no segundo decil, abre-se um substancial diferencial entre homens e mulheres, com os homens apresentando uma taxa de participação cerca de

2,5 vezes mais elevada que a feminina. Tanto a taxa de participação masculina quando a feminina crescem com a renda, mas a da mulher cresce muito mais acentuadamente, de forma que o diferencial de taxas de participação entre os mais ricos é de apenas 10 p.p.. Esse comportamento é muito semelhante na RMRJ (painel b), mas o diferencial entre homens e mulheres é um pouco maior na RMRJ do que no Brasil como um todo.

Cabe notar que, a princípio, seria esperado que mulheres em domicílios mais pobres participassem com mais intensidade do mercado de trabalho, uma vez que a utilidade marginal da renda que a mulher poderia auferir trabalhando é certamente maior em domicílios mais pobres. O padrão observado no gráfico 17 sugere, portanto, que há outros fatores determinando essa escolha. Um candidato natural seria a presença de filhos pequenos nos domicílios e ausência de creches públicas para que as mães possam deixar seus filhos enquanto estão trabalhando.

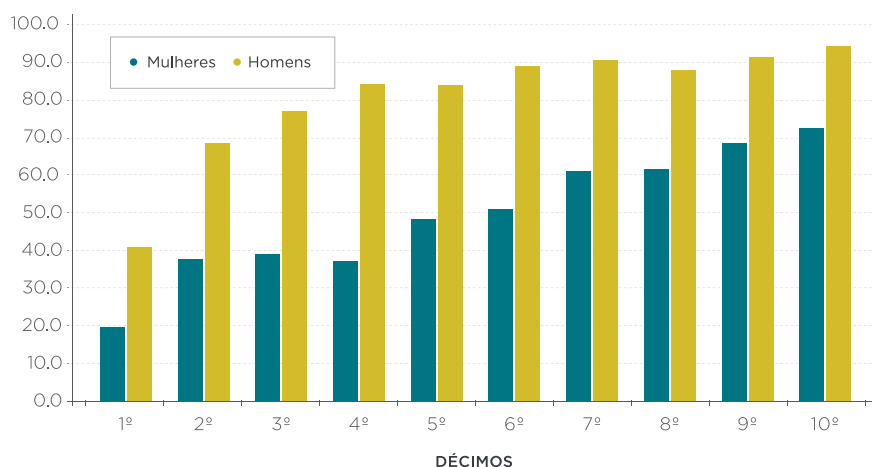
O gráfico 18 investiga essa questão ao reproduzir o gráfico 17, painel (b), mas restringindo a amostra a mulheres da RMRJ que moram em domicílios que possuem crianças de até 6 anos. O gráfico mostra que a taxa de participação das mulheres cresce mais lentamente com a renda e o diferencial de taxa de participação permanece elevado até nos décimos mais elevados de renda domiciliar, embora muito menor do que para domicílios mais pobres. Assim, os resultados sugerem que a oferta de creches públicas para domicílios mais pobres poderia ter um impacto significativo de elevar a taxa de participação das mulheres e reduzir o diferencial em relação aos homens.

GRÁFICO 17 • TAXA DE PARTICIPAÇÃO DE MULHERES NO MERCADO DE TRABALHO POR DÉCIMOS DA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA DOMICILIAR PER CAPITA (2015)



Fonte: IETS/ Ope Sociais. Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílio Contínua (PNAD Contínua/IBGE), 2012 a 2016.

GRÁFICO 18 • TAXA DE PARTICIPAÇÃO DE MULHERES COM CRIANÇAS DE ATÉ 6 ANOS NO DOMICÍLIO POR DÉCIMOS DA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA DOMICILIAR PER CAPITA: RMRJ (2015)



Fonte: IETS/ Ope Sociais. Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílio Contínua (PNAD Contínua/IBGE), 2012 a 2016.

Para seguir investigando o papel das decisões de natalidade na oferta de trabalho das mulheres, utilizaremos nos resultados a seguir estimações de modelos Probit, conforme descrito na Seção 2. A Tabela 1 mostra os efeitos marginais da presença de crianças de até 6 anos de idade no domicílio sobre a probabilidade de participação no mercado de trabalho para homens e mulheres que são chefes do domicílio. O resultado é marcante: enquanto que a presença de crianças tem um efeito positivo sobre a probabilidade de participação dos homens, tem efeito exatamente oposto e de maior magnitude sobre as mulheres. Assim, essa análise simples indica que a presença de filhos pequenos é um fator determinante na participação de homens e mulheres, mas atua em direções opostas

para ambos: aumenta a probabilidade de participação dos homens e reduz a das mulheres. Cabe notar que a magnitude dos efeitos é muito parecida para as mulheres na RMRJ e no Brasil como um todo, mas para homens o efeito é muito menor no Brasil do que na RMRJ.

TABELA 1 • EFEITO MARGINAL DA PRESENÇA DE CRIANÇA DE ATÉ 6 ANOS NO DOMICÍLIO SOBRE A PROBABILIDADE DE PARTICIPAÇÃO DO CHEFE DE 18 A 50 ANOS

ANOS	RMRJ		BRASIL	
	HOMENS	MULHERES	HOMENS	MULHERES
2014	0.214	-0.335	0.068	-0.341
2015	0.284	-0.401	0.056	-0.338

Fonte: IETS/ Ope Sociais. Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílio Contínua (PNAD Contínua/IBGE), 2012 a 2016.

NOTA: Probit (participação na força de trabalho)=, idade (uma dummy para cada idade a partir de 18 anos e até 50 anos, se todos = 0 teremos 50 anos), nível de escolaridade (uma dummy para cada nível, se todos=0 teremos superior completo), dummy UF, casado (se chefe do domicílio casado, teremos 1).

Por fim, analisamos o impacto do casamento na participação de homens e mulheres no mercado de trabalho. A Tabela 2 mostra o efeito marginal do fato de estar casado(a) sobre a decisão de participação no mercado de trabalho do indivíduo. O efeito marginal do casamento é positivo e de magnitude elevada para os homens na RMRJ e um pouco maior para os homens no Brasil como um todo. Ao contrário, o efeito é mais do que o dobro e negativo para as mulheres e de forma mais acentuada para as mulheres na RMRJ. Dessa forma, estar casada desencoraja a participação da mulher no mercado de trabalho, em particular na RMRJ..

TABELA 2 • EFEITO MARGINAL DO CASAMENTO SOBRE A PROBABILIDADE DE PARTICIPAÇÃO DO CHEFE DE 18 A 50 ANOS

ANOS	RMRJ		BRASIL	
	HOMENS	MULHERES	HOMENS	MULHERES
2012	0.215	-0.622	0.322	-0.534
2013	0.308	-0.622	0.325	-0.540
2014	0.214	-0.656	0.282	-0.539
2015	0.096	-0.670	0.310	-0.542

Fonte: IETS/ Ope Sociais. Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílio Contínua (PNAD Contínua/IBGE), 2012 a 2016.

NOTA 1: Considerando casado o chefe que vive com cônjuge.

NOTA 2: $\text{Probit}(\text{participação na força de trabalho}) = \beta_0 + \beta_1 \text{idade} + \beta_2 \text{nível de escolaridade} + \beta_3 \text{dummy UF} + \beta_4 \text{casado}$, onde idade (uma dummy para cada idade a partir de 18 anos e até 50 anos, se todos = 0 teremos 50 anos), nível de escolaridade (uma dummy para cada nível, se todos=0 teremos superior completo), dummy UF, casado (se chefe do domicílio casado, teremos 1).

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nesta seção mostramos que as mulheres se deparam com uma considerável desvantagem salarial em relação aos homens em qualquer momento do seu ciclo de vida. Não apenas isso, mas os diferenciais salariais entre homens e mulheres observacionalmente equivalentes se ampliam ao longo do ciclo de vida. Essas diferenças não podem ser diretamente interpretadas como evidência de discriminação de gênero, uma vez que há inúmeros fatores determinando tais diferenciais, mas ainda assim indicam a presença de substancial desigualdade salarial entre homens e mulheres no mercado de trabalho tanto brasileiro quanto na RMRJ.

No que tange a participação no mercado de trabalho, mulheres apresentam uma taxa menor do que a dos homens, independentemente do recorte educacional ou de renda utilizado. As diferenças na taxa de participação, no entanto, decrescem com a renda do domicílio, o que sugere que parte dessas diferenças podem ser explicadas por restrições tais como ausência de creches públicas para que as mulheres de mais baixa renda possam participar mais do mercado de trabalho. Por fim, os resultados mostram também que o fato de estar casada tem um efeito negativo expressivo na oferta de trabalho da mulher, o que aparece de forma mais intensa na RMRJ. Esse resultado tem interação direta com a presença de filhos no domicílio e, portanto, pode ser potencialmente influenciado por políticas públicas. •

OFERTA DE TRABALHO FEMININA, FERTILIDADE E INFORMALIDADE

Fernando Mattar* (PUC-Rio)



*. E-mail para contato e solicitação de resultados adicionais:
fernandomattar@gmail.com

Nas últimas décadas, na grande maioria dos países do mundo e no Brasil, as mulheres têm representado uma parcela crescente da força de trabalho total. A literatura de economia do trabalho relaciona essa tendência a mudanças ao longo do tempo de papéis sociais dos gêneros, normas sociais de divisão do trabalho no contexto da família, avanços da tecnologia aplicada ao trabalho doméstico, aumento da escolaridade feminina, mudanças demográficas abrangendo planejamento familiar e queda de fertilidade, urbanização, melhoras de saúde populacional, e mudanças no perfil da demanda no mercado de trabalho. Ao mesmo tempo, há também evidências robustas de que as decisões de fertilidade das mulheres e sua oferta de trabalho continuam fortemente relacionadas. Mães, especialmente as casadas, ofertam menos trabalho no mercado principalmente na margem extensiva (participação), mas também na intensiva (horas trabalhadas).

Ademais, mulheres são sobre-representadas no setor informal, sub-representadas em posições de liderança no trabalho, e suas carreiras se desenvolvem em ritmo relativamente mais lento que as dos homens. Esta nota investiga a hipótese de que a relativa escassez de oportunidades de trabalho em regime de tempo parcial e/ou com jornadas de trabalho flexíveis influencia a alocação das mulheres no mercado de trabalho em favor do trabalho sem carteira assinada ou como conta própria. O raciocínio subjacente a esta hipótese é que, por motivos diversos que incorporam tanto fatores sócio-culturais quanto preferências da mulher e da família, um número substancial de mulheres escolheria, se possível, flexibilizar e/ou reduzir sua oferta de trabalho na margem intensiva após ter filhos. Nesse sentido, a escassez de oportunidades consideradas

apropriadas no setor formal pode afetar indiretamente a rotatividade feminina no setor formal, bem como induzir as mulheres a escolherem empregos em média de pior qualidade e com menos benefícios trabalhistas, em troca de maior flexibilidade.

“HÁ TAMBÉM EVIDÊNCIAS ROBUSTAS DE QUE AS DECISÕES DE FERTILIDADE DAS MULHERES E SUA OFERTA DE TRABALHO CONTINUAM FORTEMENTE RELACIONADAS”

Esta nota está organizada da seguinte forma: na próxima seção será apresentada a base de dados utilizada no exercício empírico proposto. Em seguida, é feita uma análise preliminar de estatísticas relacionadas à oferta de trabalho, comparando-se os gêneros e com foco em como as estatísticas relacionadas ao mercado de trabalho da região metropolitana do Rio de Janeiro se comparam ao Brasil como um todo. Na última seção, apresentam-se os resultados do principal exercício empírico desta nota, que busca quantificar o efeito marginal médio de variáveis relacionadas à fertilidade das mulheres sobre variáveis relacionadas a sua oferta de trabalho. Por fim, é feita breve discussão dos resultados encontrados e comentários finais.

BASE DE DADOS

Os dados utilizados são provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), coletada anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Para a caracterização dos perfis de oferta de trabalho masculina e feminina no Brasil e na região metropolitana do Rio de Janeiro, utilizou-se a PNAD mais recente, de 2014. A análise focou os indivíduos entre 25 e 54 anos de idade, faixa na qual a participação na força de trabalho é considerada mais frequente pela literatura de economia do trabalho. A amostra também se restringiu aos residentes de áreas urbanizadas, e que não estivessem aposentados em órgão de previdência governamental. Nas análises condicionais à participação no mercado de trabalho, focou-se nos indivíduos que ofertam mão-de-obra em estabelecimento não-agrícola, no mercado de trabalho privado (foram excluídos os militares e servidores públicos estatutários), e que reportaram possuir no máximo um trabalho³.

De modo a analisar como a sensibilidade da oferta de trabalho às características domiciliares difere entre homens e mulheres, foram construídos cinco grupos de comparação com base em características autodeclaradas na PNAD. Homens solteiros, mulheres solteiras, homens casados, mulheres casadas com pelo menos

3. O número final de observações de homens e mulheres foi de cerca de 118 mil no Brasil e 7,2 mil na RMRJ. No caso das análises condicionais à participação, o número final de observações foi de cerca de 81 mil homens e mulheres no Brasil e 5,1 mil na RMRJ.

um filho menor que 14 anos⁴, e mulheres casadas sem filhos menores que 14 anos.

Além disso, condicionou-se também em três níveis educacionais: até ensino médio incompleto, ensino médio completo e/ou superior incompleto, e ensino superior completo, de modo a investigar se o vínculo entre características familiares e a oferta de trabalho é mais forte entre os indivíduos mais ou menos educados.

Na seção de análises de regressão, visto que o foco são as mulheres, a amostra foi restrita àquelas a partir de 24 anos de idade, de modo a mitigar a influência de decisões acerca de educação sobre os resultados, e até 39 anos, de modo a limitar a análise ao período em que se concentram as decisões de fertilidade e em que é mais comum que haja crianças pequenas nos domicílios. Ademais, as mesmas restrições adicionais mencionadas acima se aplicam aqui. Para essa seção, devido ao reduzido número de observações restantes para a região metropolitana do Rio de Janeiro, foram utilizadas as quatro edições mais recentes da PNAD, de 2011 a 2014, e não somente a última.

ANÁLISE DAS ESTATÍSTICAS DE OFERTA DE TRABALHO NO BRASIL E NA RMRJ

Esta seção utiliza dados da PNAD de 2014 e está dividida em duas partes: a primeira parte tem por objetivo apresentar evidências de que a presença de filhos no domicílio está sensivelmente

4. Para ser mais preciso, a característica reportada é se o domicílio é formado por um casal ou não, mas a nomenclatura acima foi escolhida para facilitar a exposição e interpretação dos dados.

correlacionada com a oferta de trabalho feminina tanto na margem extensiva (participação no mercado de trabalho) quanto na margem intensiva (número de horas trabalhadas), ao passo que a mesma relação não se verifica entre os homens. Trata-se de um fato estilizado já investigado exaustivamente pela literatura de economia do trabalho, de modo que o objetivo aqui é apenas demonstrar que o Brasil ou a região metropolitana do Rio de Janeiro não constituem exceção à regra. Nesse sentido, a comparação entre homens e mulheres reforça o argumento de que fatores sócio-culturais afetam o comportamento das mulheres com relação à oferta de trabalho relativamente aos homens.

TABELA 3 • PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO, POR GÊNERO, CARACT. DOMICILIARES E ESCOLARIDADE (EM %)

BRASIL					
ESCOLARIDADE	GÊNERO (M/F) - ESTADO CIVIL (CAS./SOLT.) FILHOS < 14 ANOS (SIM / NÃO)				
	M SOLT.	F SOLT.	M CAS.	F CAS. - NÃO	F CAS. - SIM
Médio incompleto	84	70	94	58	57
Médio completo	92	85	96	76	69
Superior completo	96	94	98	90	86
RMRJ					
ESCOLARIDADE	GÊNERO (M/F) - ESTADO CIVIL (CAS./SOLT.) FILHOS < 14 ANOS (SIM / NÃO)				
	M SOLT.	F SOLT.	M CAS.	F CAS. - NÃO	F CAS. - SIM
Médio incompleto	91	70	96	57	52
Médio completo	90	83	97	71	62
Superior completo	95	90	98	86	81

Fonte: PNAD 2014

Na tabela 3 vê-se que a participação no mercado de trabalho é substancialmente menor entre as mulheres, em especial entre as casadas e com filhos menores que 14 anos de idade presentes no domicílio. Cabe destacar também que a redução na participação é inversamente correlacionada com o nível educacional da mulher. Por fim, a tabela indica que para quase todos os níveis educacionais e tipos de domicílio, a participação feminina é inferior na região metropolitana do Rio de Janeiro em comparação com o Brasil, especialmente na categoria de mulheres casadas e com filhos mais jovens.

TABELA 4 • PARCELA TRAB. MEIO-PERÍODO, POR GÊNERO, CARACT. DOMICILIARES E ESCOLARIDADE (EM %)

BRASIL					
ESCOLARIDADE	GÊNERO (M/F) - ESTADO CIVIL (CAS./SOLT.) FILHOS < 14 ANOS (SIM / NÃO)				
	M SOLT.	F SOLT.	M CAS.	F CAS. - NÃO	F CAS. - SIM
Médio incompleto	10	25	6	27	28
Médio completo	9	17	6	17	21
Superior completo	12	17	8	17	25
RMRJ					
ESCOLARIDADE	GÊNERO (M/F) - ESTADO CIVIL (CAS./SOLT.) FILHOS < 14 ANOS (SIM / NÃO)				
	M SOLT.	F SOLT.	M CAS.	F CAS. - NÃO	F CAS. - SIM
Médio incompleto	10	27	5	27	32
Médio completo	9	16	5	17	19
Superior completo	5	14	8	18	22

Fonte: PNAD 2014

Condicional à participação, a tabela 4 mostra que o trabalho em regime de tempo parcial também é mais comum entre as mulheres, especialmente as casadas e com filhos mais jovens. Aqui, a relação com a escolaridade não é linear, sendo mais comum o trabalho em tempo parcial entre as mulheres sem o ensino médio completo e entre aquelas com nível superior.

“O TRABALHO EM REGIME DE TEMPO PARCIAL TAMBÉM É MAIS COMUM ENTRE AS MULHERES, ESPECIALMENTE AS CASADAS E COM FILHOS MAIS JOVENS”

O segundo objetivo desta seção é mostrar que a oferta de trabalho na margem intensiva parece significativamente mais rígida no setor formal do que no informal. Assim, argumenta-se que a busca por trabalhos nos quais a jornada de trabalho é mais flexível, por motivos de conciliação do trabalho com a vida familiar, em especial a criação dos filhos, é um fato relevante para ajudar a explicar a sobre-representação da mulher na informalidade. Aqui cabe deixar claro que, visto que a característica relevante para a análise é a flexibilidade da oferta de trabalho, o conceito de informalidade utilizado é o de emprego sem carteira assinada, bem como o trabalho como conta-própria ou como empregador⁵.

5. Em linha com a literatura, define-se trabalho em regime de tempo integral como aquele no qual a jornada semanal habitual tem a partir de 35 horas e até 50 horas. O trabalho em tempo parcial é definido como menor que 35 horas e maior que 10 horas semanais. Por fim, definem-se os trabalhos com jornadas a partir de 50 horas e até 72 horas semanais como regimes com horas-extras.

TABELA 5 • CATEGORIAS DE HORAS DE TRABALHO SEMANAIS, POR GÊNERO (M/F) E TIPO DE TRABALHO (EM %)

BRASIL						
HORAS	COM CARTEIRA		SEM CARTEIRA		CONTA-PRÓPRIA	
	M	F	M	F	M	F
10 a 34	3	8	14	41	11	37
35 a 50	91	89	79	54	73	51
51 a 72	7	4	7	5	16	11
RMRJ						
HORAS	COM CARTEIRA		SEM CARTEIRA		CONTA-PRÓPRIA	
	M	F	M	F	M	F
10 a 34	3	8	15	42	12	34
35 a 50	91	88	78	54	72	57
51 a 72	6	4	7	3	16	9

Fonte: PNAD 2014

Na tabela 5, vê-se que a distribuição de horas trabalhadas é bastante mais concentrada, tanto para homens quanto para mulheres, na categoria de emprego com carteira assinada. Nota-se como a dispersão é superior entre as mulheres, o que indica que há tanto auto-seleção das mesmas no caso do emprego assalariado, quanto diferenças de preferências no caso da categoria conta-própria. Os dados das tabelas 4 e 5 com relação ao trabalho em tempo parcial não mostram diferenças substanciais nos valores observados a nível nacional e local.

TABELA 6 • PARCELA DE MULHERES TRAB. MEIO PERÍODO, POR TIPO DE TRABALHO E CARACT. DE FERTILIDADE (EM %)

BRASIL			
Nº DE FILHOS	COM CARTEIRA	SEM CARTEIRA	CONTA-PRÓPRIA
0	7	36	32
1	8	42	38
2 +	8	45	40
IDADE FILHO MAIS NOVO			
0-7	8	46	42
8 +	8	42	37
RMRJ			
Nº DE FILHOS	COM CARTEIRA	SEM CARTEIRA	CONTA-PRÓPRIA
0	8	40	28
1	10	43	35
2 +	6	43	39
IDADE FILHO MAIS NOVO			
0-7	8	47	35
8 +	9	41	38

Fonte: PNAD 2014

Os dados da tabela 6 indicam de maneira mais clara a relação entre o trabalho em tempo parcial e a presença de filhos no domicílio, principalmente crianças pequenas. Em primeiro lugar, vê-se que a parcela de tempo parcial praticamente não varia no emprego com carteira assinada, o que mais uma vez sugere que esse tipo de emprego apresenta maior rigidez na margem intensiva do

trabalho. Em segundo lugar, tal parcela cresce com o número de filhos e decresce com a idade destes, o que reforça a ideia de que a tentativa de conciliação do trabalho com a vida familiar influencia as decisões de oferta de trabalho na margem intensiva.

“A FERTILIDADE DAS MULHERES PARECE AFETAR NÃO SOMENTE O VOLUME DE TRABALHO OFERTADO NO MERCADO, COMO TAMBÉM A PROBABILIDADE DE TER UM EMPREGO COM CARTEIRA ASSINADA”

Nesse sentido, a fertilidade das mulheres parece afetar não somente o volume de trabalho ofertado no mercado, como também a probabilidade de ter um emprego com carteira assinada. No Brasil, a parcela sem carteira assinada sobre o total de empregados assalariados é de 19,6% para os homens e 30,9% para as mulheres, enquanto na RMRJ tais proporções são menores em nível, porém igualmente desiguais: 14,5% e 27,3% respectivamente. Alternativamente, considerando os informais como aqueles sem carteira ou trabalhadores conta-própria, a desigualdade diminui, porém as mulheres permanecem sobre-representadas na informalidade. No Brasil, 44,4% entre os homens e 46% entre as mulheres. Na RMRJ, 37,2% e 43,3% respectivamente. Parte dessa desigualdade pode ser explicada, então, pelas decisões de fertilidade das mulheres e pela relativa escassez de oportunidades de trabalho em regime de tempo parcial no setor formal.

A tabela 7 apresenta uma decomposição dessas taxas por características individuais para homens e mulheres. Nota-se primeiro que a taxa de informalidade é bastante sensível à presença de filhos jovens entre as mulheres casadas, principalmente na RMRJ, e segundo que, na RMRJ em particular, a diferença entre homens e mulheres é especialmente acentuada entre os indivíduos com escolaridade baixa.

TABELA 7 • PARCELA DE INFORMALIDADE (SC + CP + EMP.), POR GÊNERO, CARACT. DOMICILIARES E ESCOLARIDADE (EM %)

BRASIL					
ESCOLARIDADE	GÊNERO (M/F) - ESTADO CIVIL (CAS./SOLT.) FILHOS < 14 ANOS (SIM / NÃO)				
	M SOLT.	F SOLT.	M CAS.	F CAS. - NÃO	F CAS. - SIM
Médio incompleto	57	57	51	57	56
Médio completo	37	38	36	40	43
Superior completo	43	39	41	37	42
RMRJ					
ESCOLARIDADE	GÊNERO (M/F) - ESTADO CIVIL (CAS./SOLT.) FILHOS < 14 ANOS (SIM / NÃO)				
	M SOLT.	F SOLT.	M CAS.	F CAS. - NÃO	F CAS. - SIM
Médio incompleto	45	60	46	57	64
Médio completo	33	33	29	38	39
Superior completo	34	31	37	32	40

Fonte: PNAD 2014

EFEITO DA FERTILIDADE SOBRE A OFERTA DE TRABALHO FEMININA

A metodologia empregada nesta seção foi a estimação de modelos Probit, onde a variável explicada assume valores 0 ou 1 (por exemplo, 0 se um indivíduo não tem carteira assinada e 1 caso tenha). O objetivo das regressões realizadas foi o de isolar o efeito do número de filhos no domicílio sobre a probabilidade de observação de valor igual a 1 da variável dependente, após controlar para outras variáveis que também estão correlacionadas com tal probabilidade⁶.

As variáveis dependentes analisadas aqui foram: a participação no mercado de trabalho e, condicional à participação, a probabilidade de ter carteira assinada, a probabilidade de trabalhar como conta-própria⁷ e a probabilidade de trabalhar em regime de tempo parcial. A partir dessas análises, busca-se identificar diferenças no modo como fertilidade influencia a oferta de trabalho feminina entre o Brasil e a RMRJ. Ademais, modelos Probit permitem testar se a intensidade do efeito observado da variável explicativa na variável explicada depende da composição de características individuais

6. Os modelos aqui estimados controlam para efeitos fixos de ano da amostra, idade (ano de nascimento no caso da variável dependente participação), raça, escolaridade, estado civil, renda domiciliar per capita, e no caso das regressões feitas para o Brasil, para efeitos fixos de estado e região metropolitana, de modo a tornar as estimativas mais comparáveis com as obtidas para a RM do Rio de Janeiro.

7. Lembrando que, como a característica que se quer destacar aqui é a liberdade de escolha das horas trabalhadas, incluiu-se nesse grupo os empregadores. Não obstante, visto que este grupo é relativamente bem menos numeroso e controla-se para renda e educação a interpretação dos resultados não é significativamente afetada.

observáveis na amostra. Por exemplo, é possível checar se o efeito médio de ter mais filhos no domicílio sobre a probabilidade de participação no mercado de trabalho seria mais ou menos intenso caso a população observada fosse mais ou menos educada. Uma vez que é impraticável checar a correlação entre a composição de todas as características com os efeitos de interesse, apresentamos ao longo da discussão os resultados dos exercícios mais interessantes (heterogeneidade por estado civil e escolaridade), cujas tabelas podem ser requisitadas caso haja interesse do leitor.

Em primeiro lugar, todos os efeitos encontrados indicam que o número de filhos afeta substancialmente a oferta de trabalho das mulheres tanto no Brasil como na RMRJ. A partir dos resultados reportados na tabela 8, nota-se que o impacto negativo do número de filhos sobre a probabilidade de participação no mercado de trabalho é mais intenso na RMRJ do que no Brasil como um todo. Por outro lado, condicional à participação, o impacto sobre as probabilidades de ter carteira assinada ou de trabalhar como conta-própria difere pouco, a não ser para o caso de um número grande de filhos no domicílio, efeito o qual é maior na RMRJ. Como esperado, o número de filhos apresenta um efeito médio negativo sobre a probabilidade de ter carteira assinada e positivo sobre a de trabalhar como conta-própria ou em tempo parcial. O efeito sobre a probabilidade de trabalhar em tempo parcial não se mostrou estatisticamente significativo na regressão restrita à RMRJ, possivelmente devido ao reduzido número de observações e ao fato de que nessa regressão controlou-se para o tipo de trabalho (com carteira, sem carteira ou conta-própria), que captura a maior parcela

da variação na variável dependente. Não obstante, o fato de que o número de filhos está positivamente correlacionado com os tipos de trabalho onde a prevalência de trabalho em tempo parcial é maior corrobora a ideia de que a fertilidade feminina está correlacionada com a busca de redução na margem intensiva de trabalho.

A análise do efeito médio do número de filhos mantendo constantes os níveis de escolaridade na amostra aponta que os efeitos sobre participação no mercado de trabalho e sobre a probabilidade de ter um emprego com carteira assinada são maiores quando o nível de escolaridade é baixo. Para a variável dependente “conta-própria” e “tempo-parcial” o efeito não variou substancialmente com a escolaridade. Nota-se que, exceto sobre o trabalho em tempo-parcial, os efeitos sobre as variáveis de oferta de trabalho analisadas se mostram de modo geral maiores na RMRJ do que no Brasil para todos os níveis de escolaridade. Em exercício similar, porém mantendo constante a condição civil da mulher, qual seja, casada ou solteira, os efeitos do número de filhos sobre a participação são maiores caso a mulher seja casada, enquanto sobre a probabilidade de trabalhar como conta-própria se mostraram maiores entre as solteiras. Para as demais variáveis, o estado civil não se mostrou relevante para influenciar os efeitos marginais médios. Ademais, somente para a variável dependente “participação” verificou-se uma diferença substancial na intensidade do efeito condicional ao estado civil entre o Brasil e o Rio de Janeiro, sendo maior neste. Tais resultados podem ser requisitados caso haja interesse do leitor.

TABELA 8 • EFEITO MARGINAL DO NÚMERO DE FILHOS SOBRE OFERTA DE TRABALHO

BRASIL				
Nº DE FILHOS	VARIÁVEL DEPENDENTE			
	PARTICIPAÇÃO		CARTEIRA ASSINADA	
	EF. MARG. MÉDIO	Δ%	EF. MARG. MÉDIO	Δ%
1	-0,056***	-7,1%	-0,037***	-5,8%
2	-0,096***	-12,1%	-0,100***	-15,5%
3 +	-0,130***	-16,3%	-0,133***	-20,6%
Baseline = 0	0,796		0,643	
N. Obs.	130594		85761	
RMRJ				
Nº DE FILHOS	VARIÁVEL DEPENDENTE			
	PARTICIPAÇÃO		CARTEIRA ASSINADA	
	EF. MARG. MÉDIO	Δ%	EF. MARG. MÉDIO	Δ%
1	-0,057***	-7,3%	-0,036**	-5,4%
2	-0,114***	-14,5%	-0,093***	-13,8%
3 +	-0,16***	-20,7%	-0,155***	-23,1%
Baseline = 0	0,786		0,672	
N. Obs.	7204		4842	

NOTA: Para cada localidade, cada coluna apresenta o efeito marginal médio e a variação percentual sobre a categoria base computados em regressões não-lineares (Probit) sobre a variável dependente em questão. As especificações básicas incluem: efeitos-fixos de ano, idade (coorte no caso da participação), estado e região metropolitana (só para Brasil), e controles para raça, logaritmo da renda domiciliar per capita, escolaridade, e estado civil. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

BRASIL				
Nº DE FILHOS	VARIÁVEL DEPENDENTE			
	CONTA-PRÓPRIA		TEMPO PARCIAL	
	EF. MARG. MÉDIO	Δ%	EF. MARG. MÉDIO	Δ%
1	0,043***	34,2%	0,032***	19,3%
2	0,094***	74,5%	0,046***	28,2%
3 +	0,093***	73,8%	0,065***	39,7%
Baseline = 0	0,126		0,164	
N. Obs.	85761		82701	
RMRJ				
Nº DE FILHOS	VARIÁVEL DEPENDENTE			
	CONTA-PRÓPRIA		TEMPO PARCIAL	
	EF. MARG. MÉDIO	Δ%	EF. MARG. MÉDIO	Δ%
1	0,046***	34,0%	0,011	-
2	0,099***	73,7%	-0,005	-
3 +	0,112***	83,0%	0,041*	23,1%
Baseline = 0	0,135		0,178	
N. Obs.	4842		4645	

Fonte: PNAD 2011-2014

TABELA 9 • EFEITO DE CRIANÇAS PEQUENAS SOBRE PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO

BRASIL					
VARIÁVEL DEPENDENTE: PARTICIPAÇÃO					
Nº DE FILHOS	EF. MARG. MÉDIO	Δ%	IDADE FILHO MAIS NOVO	EF. MARG. MÉDIO	Δ%
1	0,026***	3,6%	0 a 1	-0,219***	-27,6%
2	0,003	-	2 a 3	-0,122***	-15,3%
3 +	-0,011	-	4 a 5	-0,078***	-9,8%
Baseline = 0	0,729		Baseline = 11+	0,795	
N. Obs.	130594				
RMRJ					
VARIÁVEL DEPENDENTE: PARTICIPAÇÃO					
Nº DE FILHOS	EF. MARG. MÉDIO	Δ%	IDADE FILHO MAIS NOVO	EF. MARG. MÉDIO	Δ%
1	0,051***	7,2%	0 a 1	-0,207***	-26,0%
2	0,008	-	2 a 3	-0,172***	-21,6%
3 +	-0,012	-	4 a 5	-0,113***	-14,2%
Baseline = 0	0,706		Baseline = 11+	0,794	
N. Obs.	7204				

Fonte: PNAD 2011-2014

NOTA: Para cada localidade, cada coluna apresenta o efeito marginal médio e a variação percentual sobre a categoria base computados em regressões não-lineares (Probit) sobre a variável dependente em questão. As especificações básicas incluem: efeitos-fixos de ano, idade (coorte no caso da participação), estado e região metropolitana (só para Brasil), e controles para raça, logaritmo da renda domiciliar per capita, escolaridade, e estado civil. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

Os resultados da tabela 9 indicam que, sobre a margem extensiva de oferta de trabalho, os efeitos negativos da fertilidade são totalmente explicados pela presença de crianças muito jovens no domicílio. De fato, após controlar para a idade do filho mais novo, o efeito médio do número de filhos sobre a participação perde significância e se torna positivo para apenas 1 filho, possivelmente devido ao incentivo de buscar rendas adicionais para o domicílio na presença de dependentes. Para as demais variáveis dependentes, o padrão é similar, porém não tão determinante: a inclusão da idade do filho mais novo entre os controles tende a reduzir a importância relativa da variável de número de filhos, o que sugere que o principal canal através do qual o número de filhos afeta a oferta de trabalho feminina está relacionado ao esforço de cuidado dos filhos mais novos.

A tabela 9 também aponta que o efeito dos filhos mais novos sobre a participação feminina parece perdurar mais na RMRJ em relação ao Brasil, na medida em que a presença de filhos já em idade escolar apresenta um efeito negativo substancial sobre a probabilidade de ofertar trabalho. Ao analisar o efeito da presença de filhos pequenos no domicílio sobre a participação condicional no nível de escolaridade ou no estado civil da mulher, observa-se que, em linha com o que foi encontrado utilizando somente a variável número de filhos, os efeitos são maiores entre as mulheres casadas e com nível baixo de escolaridade.

TABELA 10 • EFEITO MARGINAL DO NÚMERO DE FILHOS SOBRE TRABALHO EM MEIO-PERÍODO, POR TIPO DE TRABALHO

BRASIL			
		VAR. DEP.: TEMPO PARCIAL	
TIPO TRABALHO	Nº DE FILHOS	EF. MARG. MÉDIO	Δ%
Com carteira	1	0,019***	31,3%
	2	0,028***	46,8%
	3+	0,040***	67,7%
Baseline	0	0,060	
Sem carteira	1	0,052***	16,0%
	2	0,076***	23,1%
	3+	0,105***	32,0%
Baseline	0	0,327	
Conta-própria	1	0,052***	16,4%
	2	0,075***	23,7%
	3+	0,104***	32,8%
Baseline	0	0,316	
N. Obs.		82701	

NOTA: Para cada localidade, cada coluna apresenta o efeito marginal médio e a variação percentual sobre a categoria base computados em regressões não-lineares (Probit) sobre a variável dependente em questão. As especificações básicas incluem: efeitos-fixos de ano, coorte, estado e região metropolitana, e controles para raça, logaritmo da renda domiciliar per capita, escolaridade, e estado civil. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

TABELA 10 • EFEITO MARGINAL DO NÚMERO DE FILHOS SOBRE TRABALHO EM MEIO-PERÍODO, POR TIPO DE TRABALHO

RMRJ			
		VAR. DEP.: TEMPO PARCIAL	
TIPO TRABALHO	Nº DE FILHOS	EF. MARG. MÉDIO	Δ%
Com carteira	1	0,007	-
	2	-0,003	-
	3+	0,026*	38,8%
Baseline	0	0,066	
Sem carteira	1	0,020	-
	2	-0,008	-
	3+	0,069*	17,6%
Baseline	0	0,389	
Conta-própria	1	0,019	-
	2	-0,008	-
	3+	0,067*	19,1%
Baseline	0	0,352	
N. Obs.	4645		

Fonte: PNAD 2011-2014

Por fim, a tabela 10 apresenta os resultados da análise do efeito médio do número de filhos sobre a probabilidade de trabalhar em meio-período mantendo constante o tipo de trabalho na população. Para esse exercício, os resultados encontrados para a região metropolitana do Rio de Janeiro não se mostraram significantes. Não obstante, os resultados para o Brasil indicam que o efeito médio absoluto do número de filhos seria 2 vezes maior entre

as mulheres com trabalhos mais flexíveis (conta-própria e sem carteira) do que entre as trabalhadoras com carteira. Por outro lado, o efeito relativo (comparação das variações percentuais sobre o baseline) foi cerca de 2 vezes superior entre as trabalhadoras formais, devido à baixa taxa geral de trabalho em meio-período nesse grupo. Os resultados sugerem que a presença de filhos no domicílio está associada a uma maior demanda por jornadas de trabalho mais curtas e mais flexíveis tanto entre as trabalhadoras do setor formal quanto do informal. Considerando que a parcela feminina da força de trabalho atualmente é substancial, o setor formal parece não prover em número suficiente oportunidades de trabalho consideradas pelas mulheres como mais apropriadas à conciliação da vida profissional com a criação dos filhos.

DISCUSSÃO E COMENTÁRIOS FINAIS

Embora os testes empíricos aqui realizados não sejam suficientes para identificar a existência do mecanismo proposto, as correlações obtidas através dos dados da PNAD apontam consistentemente para uma relação entre fertilidade e trabalho informal, potencialmente de qualidade inferior, em função da rigidez no número de horas trabalhadas no setor formal. Ademais, os efeitos encontrados de modo geral apontam que a relação entre fertilidade e oferta de trabalho na margem extensiva é mais forte na região metropolitana do Rio de Janeiro do que no Brasil, e que os efeitos sobre a alocação das mulheres entre os tipos de trabalho é, no mínimo, tão relevante no Rio quanto no resto do país.

Haja vista que o emprego informal é, em média, pior remunerado no Brasil, os impactos desse mecanismo vão desde a redução dos rendimentos femininos ao longo da vida, menor acumulação de capital humano, menor acesso a benefícios trabalhistas e seguridade social por parte das mulheres, maior rotatividade no setor formal, até potencialmente impactos fiscais devido à arrecadação de impostos sobre a folha de pagamento. Nesse sentido, cabe discutir a implementação de medidas que permitam flexibilizar a oferta de trabalho sem onerar sobremaneira o empregador formal, de modo a não prejudicar mais a posição da mulher no mercado de trabalho brasileiro.

APÊNDICE

A especificação econométrica utilizada nas estimações dos efeitos marginais médios reportados nas tabelas 6 a 12 é definida de modo geral pela seguinte equação.

$$\Pr [Y_{ist} = 1 | X_{ist}] = \Phi(\alpha + \beta NF_{ist} + \delta X_{ist} + \theta t + \gamma s)$$

onde Φ (*) é a função distribuição acumulada da distribuição normal padrão. Aqui, “i” indica um indivíduo, observado no ano “t”, residente na unidade regional “s”. “NF” é um conjunto de indicadores para número de filhos (1, 2, e 3 ou mais), e “X” é um vetor de características observáveis como o logaritmo da renda domiciliar per capita, raça, escolaridade, estado civil, e indicadores da

idade ou coorte (ano de nascimento) de cada observação. Teta (θ) engloba efeitos fixos de ano devido ao fato de serem utilizadas várias edições da PNAD e gama (γ) engloba efeitos fixos de estado-região metropolitana, no caso das regressões realizadas com dados nacionais (os efeitos de estado e região metropolitana foram interagidos devido ao fato de que a estratificação no processo de amostragem da PNAD é feito a partir destas células, de modo que a inclusão desses efeitos fixos, além de capturar o efeito sobre a variável dependente advindos de variações regionais, captura também qualquer variação artificial proveniente de possíveis problemas no processo de estratificação feito na PNAD). Ademais, entre os controles foram incluídas interações entre as categorias de escolaridade e o estado civil, e uma dummy para quando a renda domiciliar per capita fosse igual a zero, de modo a melhor identificar tanto o efeito de ter um marido como o efeito do logaritmo da renda domiciliar per capita. Por fim, a renda domiciliar foi subtraída da própria renda do indivíduo proveniente de trabalho, de modo a isolar o impacto da existência outras fontes de rendas presentes no domicílio, e foi incluída interagida com as dummies de ano para controlar para diferenças no valor real da renda não capturadas pela simples correção para a inflação utilizando o IPCA de setembro.

DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS POR RAÇA NA RMRJ

Guilherme Hirata (IDados - Instituto Alfa e Beto)

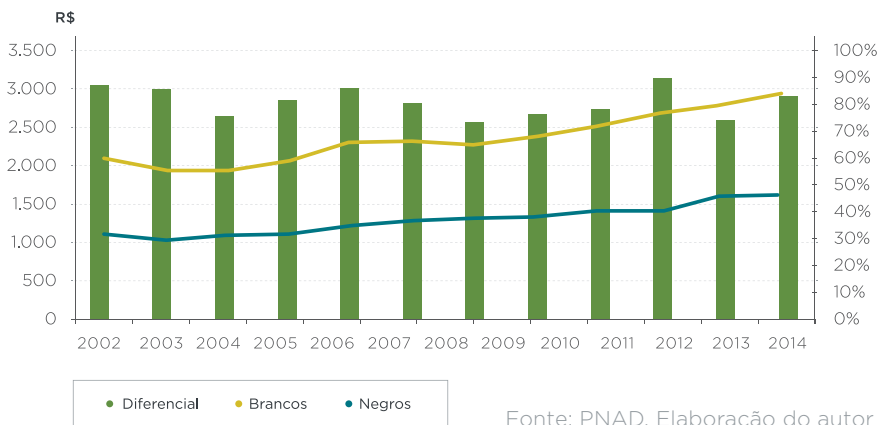
A desigualdade de renda continua a ser um dos grandes desafios a serem enfrentados pelo país no século XXI. Ainda que haja evidências apontando para uma redução da desigualdade no Brasil nas últimas décadas (Barros, Foguel e Ulyssea, 2006; OECD, 2015), o país permanece nas primeiras posições no ranking mundial. A situação na região metropolitana do Rio de Janeiro (RMRJ) não é diferente. A desigualdade de renda medida por meio do índice de Gini alcança 0,53 em 2014, frente a 0,51 para o Brasil⁸.

Um dos fatores associados à desigualdade de renda é o diferencial de rendimentos entre raças. Ao contrário da desigualdade de renda, no entanto, a disparidade de rendimentos entre brancos e negros apresenta-se mais persistente. O Gráfico 1 mostra a evolução do rendimento médio real⁹ mensal para brancos (brancos e

8. Índices estimados utilizando a renda domiciliar per capita da PNAD 2014.

amarelos) e negros (pretos e pardos) entre 2002 e 2014 para a RMRJ. De acordo com os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), o rendimento aumentou tanto para brancos quanto para negros no período. Por conta disso, o diferencial não condicional entre os grupos variou entre 70 e 90% ao longo do período (eixo à direita), sem apresentar tendência de queda. Esse diferencial é bastante semelhante quando calculado para o rendimento-hora¹⁰. Em 2014, brancos ganhavam em média pouco menos de R\$ 3 mil mensais, e negros, em torno de R\$ 1,6 mil.

GRÁFICO 19 • RENDIMENTO MÉDIO MENSAL E DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS ENTRE BRANCOS E NEGROS NA OCUPAÇÃO PRINCIPAL R\$ 2014 – RMRJ – 2002 A 2014



9. Preços em R\$ 2014. Rendimento deflacionado por meio do deflator para rendimentos da PNAD (Corseuil e Foguel, 2002).

10. Rendimento-hora é a razão entre rendimento mensal e 4,3× horas trabalhadas.

O objetivo desta nota é analisar em mais detalhes o diferencial de rendimentos entre brancos e negros na RMRJ, buscando verificar em que medida as características pessoais dos trabalhadores influenciam o diferencial e sua evolução ao longo do tempo. Nas seções a seguir, são analisados os retornos à escolaridade e à experiência; a importância do diferencial de dotação relativamente ao diferencial de retorno auferido na formação do diferencial; e, finalmente, a diferença entre pretos e pardos, que pouco recebe atenção da literatura.

DADOS E AMOSTRA

Os dados utilizados nesta nota são os microdados da PNAD para o período entre 2002 e 2014. A amostra inclui brancos (brancos e amarelos) e negros (pretos e pardos), e exclui indígenas. São considerados na análise apenas trabalhadores entre 18 e 64 anos de idade, residentes na região metropolitana do Rio de Janeiro, que trabalham ao menos 20 horas semanais e recebem rendimento positivo na ocupação principal. A restrição nas horas trabalhadas procura evitar a introdução de ruído no cálculo do rendimento-hora. Para manter o foco no rendimento do trabalho, foram excluídos da análise os empregadores. Finalmente, a amostra contém somente indivíduos com informação completa para todas as variáveis utilizadas na análise. A amostra final possui 78.275 trabalhadores, com uma média de 6,5 mil trabalhadores por ano.

A Tabela 11 apresenta a média e o desvio-padrão das variáveis utilizadas na nota para 2014. A primeira coluna traz a informação para toda a amostra e as demais, para brancos e negros separadamente. Conforme observado na tabela, 54% da amostra é composta por negros e 57% são homens. Para os brancos, o trabalhador típico tem 39,8 anos de idade, 22 anos de experiência¹¹ e 11,1 de escolaridade. O trabalhador negro típico é cerca de um ano mais jovem,

TABELA 11 • ESTATÍSTICA DESCRITIVA DA AMOSTRA PARA 2014

	TOTAL	NEGROS	BRANCOS
Rendimento mensal	2115	1555	2788
	(2986)	(1466)	(4031)
Horas trabalhadas p/semana	41,7	42,0	41,3
	(8,7)	(8,4)	(8,9)
Rendimento-hora	12,2	8,8	16,3
	(19,1)	(8,3)	(26,3)
Idade	39,3	38,9	39,8
	(12,1)	(12,0)	(12,2)
Proporção de homens	0,568	0,582	0,551
	(0,495)	(0,493)	(0,497)
Anos de escolaridade	10,2	9,4	11,1
	(3,7)	(3,6)	(3,7)
Anos de experiência	22,1	22,1	22,0
	(13,0)	(13,0)	(13,0)
Observações	7263	3968	3295

Fonte: PNAD. Elaboração do autor. Desvio-padrão entre parênteses

11. Idade menos idade em que começou a trabalhar.

possui menos escolaridade e mesmo tempo de experiência. Isso sugere que negros deixam de estudar para ingressar mais cedo no mercado de trabalho. O diferencial de rendimentos em 2014, tanto para o rendimento mensal quanto para o rendimento-hora, é de aproximadamente 80%. O restante desta nota refere-se sempre ao rendimento-hora.

RETORNO À ESCOLARIDADE

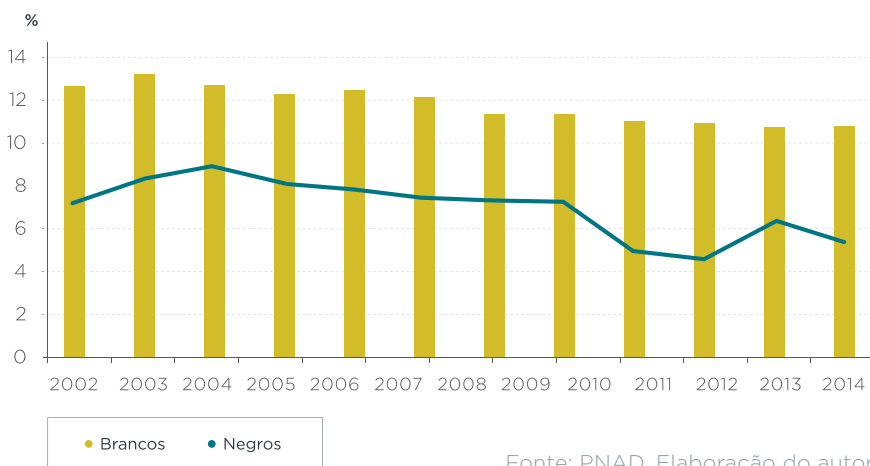
De acordo com a Tabela 1, as variáveis horas trabalhadas, idade, proporção de homens e experiência são relativamente semelhantes para brancos e negros. Isso sugere que a diferença no rendimento-hora tem origem na escolaridade: brancos possuem, em média, 1,7 anos a mais de educação formal que negros. Nesse sentido, se mais escolaridade significa maior produtividade, é esperado que o rendimento dos brancos seja maior que o de negros, em média.

No entanto, a análise a seguir mostra que os negros não apenas possuem menos escolaridade, mas também recebem um retorno menor a cada ano de escolaridade adquirido. Para cada ano do período analisado, estimou-se o retorno à escolaridade para brancos e negros, controlando para as demais características. A regressão estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) foi

$$\ln(\text{rend_hora}) = \alpha + \beta_1 \text{negro} \times \text{educ} + \beta_2 \text{educ} + \beta_3 \text{negro} + \beta_4 \text{exper} + \beta_5 \text{exper}^2 + \beta_6 \text{sexo} + u \quad (1)$$

onde a variável dependente é o log do rendimento-hora, negro é uma dummy indicando pretos e pardos, educ e exper representam os anos de escolaridade e experiência, sexo é uma dummy indicando homens, u é o termo de erro aleatório, e α e β 's são parâmetros a serem estimados. O Gráfico 20 apresenta os resultados da estimação dos retornos à escolaridade. Observa-se que, de modo geral, o retorno à escolaridade vem caindo ao longo do tempo, refletindo a maior oferta de trabalhadores mais escolarizados. Para os brancos, um ano a mais de escolaridade em 2002 estava associado a um aumento de 12,6% no rendimento; em 2014, a porcentagem cai para 11%.

GRÁFICO 20 • RETORNO À ESCOLARIDADE (%) PARA BRANCOS E NEGROS - 2002-2014



O que mais se destaca, no entanto, é a diferença no retorno à educação estimado para cada grupo. O retorno para os brancos é ao menos 50% maior em todos os anos, com exceção de 2004. Um fator que poderia explicar esse cenário é a qualidade da educação. Dado que, historicamente, negros têm menos acesso à educação de boa qualidade devido à condição socioeconômica, é possível que um ano a mais de escolaridade para os negros de fato esteja associado a um ganho menor de produtividade do que um ano a mais para os brancos.

Outra característica marcante do período é o aumento da disparidade do retorno à educação entre raças. Observa-se que o retorno à educação para os brancos atinge o dobro do estimado para os negros em três dos quatro últimos anos, sendo que a média no período 2002-2009 é de 58%. A explicação baseada na qualidade da educação não parece se aplicar nesse caso, já que deveria ter ocorrido uma mudança considerável na qualidade para tamanho efeito ser observado no mercado de trabalho. Esse cenário necessita de estudo mais aprofundado e está fora do escopo desta nota.

RETORNO À EXPERIÊNCIA

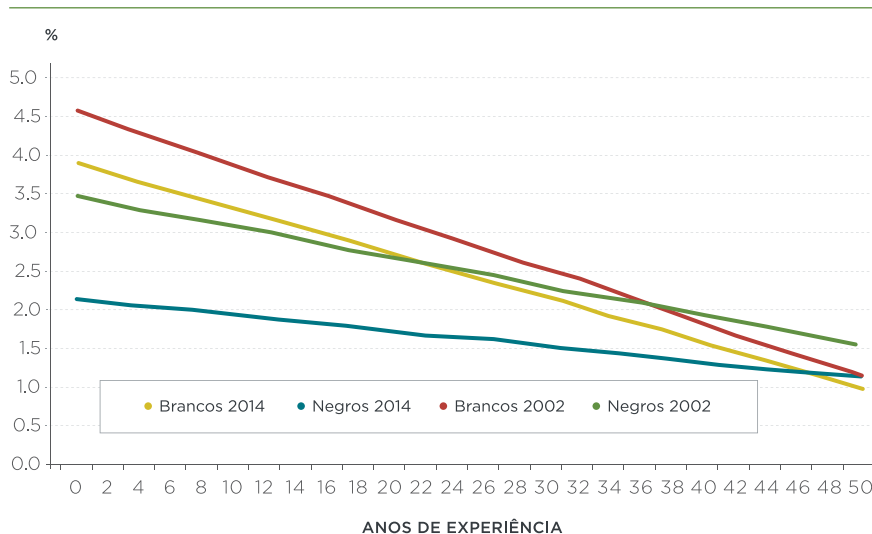
Um componente que recebe menos atenção da literatura é o retorno à experiência. A análise a seguir, porém, sugere que este retorno também está associado ao diferencial de rendimentos entre brancos

e negros. Para computar o retorno à experiência, condicional à escolaridade e sexo, foi estimada por MQO a seguinte equação para 2002 e 2014, separadamente:

$$\ln(\text{rend_hora}) = \alpha + \beta_1 \text{negro} \times \text{exper} + \beta_2 \text{negro} \times \text{exper}^2 + \beta_3 \text{negro} + \beta_4 \text{exper} + \beta_5 \text{exper}^2 + \beta_6 \text{educ} + \beta_7 \text{sexo} + u \quad (2)$$

onde as variáveis utilizadas são as mesmas da equação (1). O Gráfico 21 utiliza os parâmetros estimados para calcular o efeito de um ano a mais de experiência para cada nível de experiência entre zero e 50 anos. Note que o retorno estimado é sempre positivo e decrescente (uma consequência da forma quadrática utilizada na equação minceriana). Em 2002, o primeiro ano de experiência para os brancos gerava um retorno de 4,5%; para os negros, o retorno era de 3,5%. Para quem já possuía 30 anos de experiência, um ano adicional resultava em um aumento no rendimento de aproximadamente 2,5% para brancos e 2,3% para negros. Isso significa que, embora o tempo de experiência médio de brancos e negros seja igual, a experiência adquirida pelos brancos tem recebido maior retorno que a dos negros no mercado de trabalho. Isso sugere que a experiência adquirida pelos negros não é tão valorizada no mercado. Questões relacionadas à inserção no mercado de trabalho, como ocupação e/ou setor de atividade, poderiam explicar esse cenário.

GRÁFICO 21 • RETORNO À EXPERIÊNCIA PARA BRANCOS E NEGROS - 2002 E 2014



Fonte: PNAD. Elaboração do autor

Em 2014, o retorno estimado é menor para os dois grupos, fato que poderia estar associado ao avanço tecnológico. Independentemente disso, assim como no caso da escolaridade, observa-se que a queda do retorno foi maior para os negros. A diferença no retorno à experiência tem uma consequência importante em termos de acumulação de renda ao longo do ciclo de vida. Se os números de 2014 se mantivessem constantes, um negro com rendimento inicial de R\$ 1.000 receberia ao fim de 35 anos de experiência, tudo o mais constante, um rendimento de R\$ 1.863. Por sua vez, nas mesmas condições, um branco receberia um rendimento de R\$ 2.711, uma diferença acumulada de 45%.

DECOMPOSIÇÃO

As seções anteriores apresentam um cenário em que i) brancos têm maior dotação de escolaridade e ii) brancos recebem retornos à escolaridade e experiência maiores. Nessa seção, por meio da decomposição de Oaxaca-Blinder, analisa-se a importância relativa desses fatores para o diferencial de rendimentos entre brancos e negros.

O método Oaxaca-Blinder decompõe o diferencial em dois fatores. Basicamente, tomando o índice B para brancos e N para negros, tem-se:

$$y^B - y^N = \beta^B (X^B - X^N) + X^B (\beta^B - \beta^N) \quad (3)$$

onde y representa o rendimento médio, X é um vetor com a média das variáveis observáveis e β é um vetor contendo o retorno estimado (preço) de cada variável (característica produtiva), capturados por meio dos coeficientes da regressão. O primeiro termo do lado direito da equação (3) é o chamado efeito composição, que indica a parcela do diferencial de rendimentos que está associada a diferenças de dotação entre os grupos. O segundo termo é chamado de efeito preço, indicando a parcela associada a diferenças de retorno entre os grupos.

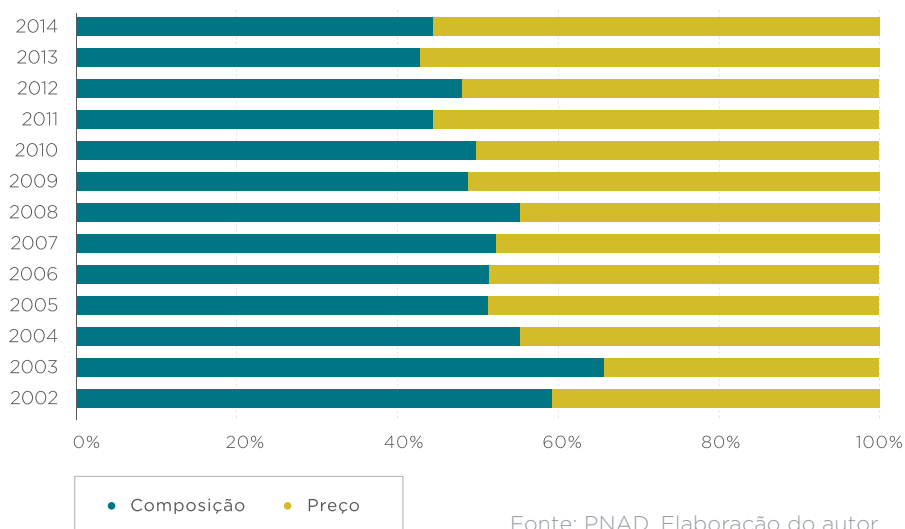
“A MAIOR PARTE DO DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS TEM ORIGEM NA DIFERENÇA DE RETORNO ÀS CARACTERÍSTICAS PESSOAIS E NÃO AO FATO DE QUE BRANCOS SÃO MAIS ESCOLARIZADOS OU POSSUEM MAIS EXPERIÊNCIA”

O Gráfico 22 apresenta a porcentagem do diferencial de rendimentos associada a cada efeito para cada ano. Observa-se que no início do período analisado, o efeito composição correspondia a aproximadamente 60% do diferencial total. Ou seja, a maior parte do diferencial decorria de vantagens associadas a fatores observáveis, como a maior escolaridade média dos brancos. Entretanto, a relação inverteu-se ao longo do tempo. Nos anos finais do período, o efeito composição aproxima-se de 40%. Isso significa que, nos anos mais recentes, a maior parte do diferencial de rendimentos tem origem na diferença de retorno às características pessoais e não ao fato de que brancos são mais escolarizados ou possuem mais experiência.¹² Uma parte disso se deve à redução da diferença

12. Um modelo foi estimado para verificar se há diferenças de rendimento entre brancos e negros por sexo. O diferencial entre as mulheres foi estimado em 16,2% e, entre os homens, 17,2%. No entanto, essa diferença não é estatisticamente significativa. Ou seja, é improvável que diferenças de composição por gênero afetem substancialmente o diferencial por raça.

de escolaridade de 2,1 em 2002 para 1,7 anos em 2014. Por outro lado, houve redução também no diferencial de experiência, que era ligeiramente favorável aos negros em 2002. Nesse sentido, a mudança no estoque de escolaridade não parece ter sido suficiente para alterar significativamente o efeito composição.

GRÁFICO 22 • EFEITOS COMPOSIÇÃO E PREÇO - DECOMPOSIÇÃO DE OAXACABLINDER DO DIFERENCIAL DE RENDIMENTO ENTRE RAÇAS - 2002 -2014



Nas seções anteriores, verificou-se que a evolução dos retornos à escolaridade e experiência tem desfavorecido os negros. A decomposição aqui realizada aponta que a evolução fez com que mais da metade do diferencial não seja explicada por meio de fatores observáveis. É preciso ressaltar que não se levou em conta

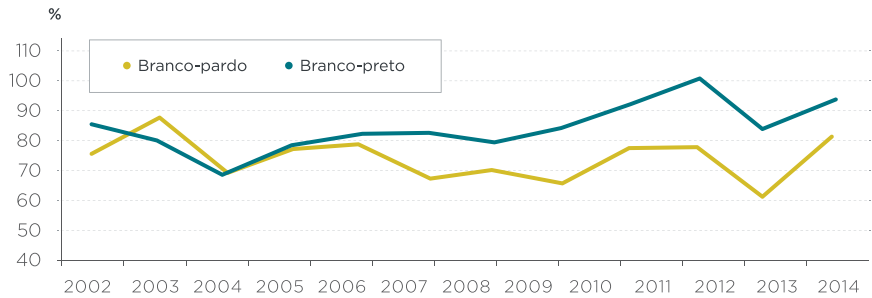
possíveis diferenças de inserção no mercado de trabalho via ocupação e atividade, fatores que poderiam contribuir para explicar parte do diferencial de rendimentos. Por outro lado, não se pode descartar um aumento da discriminação racial, seja estatística (Phelps, 1972) ou por preferências (Becker, 1957).

PARDOS E PRETOS

Até aqui, considerou-se negros os indivíduos que se autodeclararam pretos ou pardos na PNAD de acordo com a classificação do IBGE. Esta nota propõe-se a analisar também o diferencial de rendimentos considerando pretos e pardos separadamente. A motivação para isso é a de verificar em que medida os dois grupos são diferentes nas dimensões aqui analisadas. Isso poderia ter consequências em termos de políticas públicas associadas a ações afirmativas, que geralmente não diferenciam pretos e pardos.

O Gráfico 23 mostra os diferenciais de rendimentos não condicionais entre brancos e pardos e brancos e negros. O que se observa é uma ligeira tendência de aumento do diferencial para pretos relativamente a pardos entre 2009 e 2013. No restante do período, o diferencial de rendimentos em relação aos brancos é praticamente idêntico para os dois grupos.

GRÁFICO 23 • DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS ENTRE BRANCOS E PRETOS E PARDOS – 2002-2014



Fonte: PNAD. Elaboração do autor

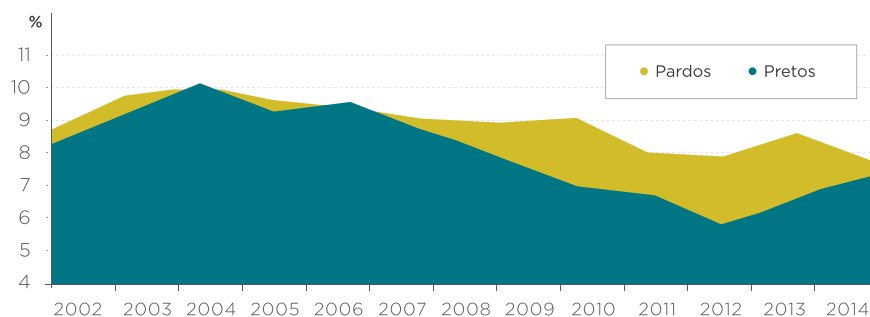
Novamente, parte desse diferencial pode ser explicada por diferenças de dotação. Porém, o principal interesse desta nota é verificar se há diferenças no retorno à escolaridade, possibilidade que também contribuiria para explicar a diferença recente entre pretos e pardos. O retorno à escolaridade, apresentado no Gráfico 24, foi estimado, para cada ano, por meio da seguinte equação:

$$\ln(\text{rend_hora}) = \alpha + \beta_1 \text{negro} \times \text{educ} + \beta_2 \text{pardo} \times \text{educ} + \beta_3 \text{educ} + \beta_4 \text{negro} + \beta_5 \text{pardo} + \beta_6 \text{exper} + \beta_7 \text{exper}^2 + \beta_8 \text{sexo} + u \quad (4)$$

onde preto e pardo são variáveis dummies indicadoras das respectivas raças, e as demais variáveis são as mesmas definidas anteriormente. Observa-se que até 2006, o retorno à escolaridade para pretos e pardos evolui de forma parecida. Contudo, a partir de 2006, há uma queda mais acentuada do retorno à escolaridade justamente

para os pretos¹³, fato que estaria de acordo com o aumento observado do diferencial de rendimentos relativamente aos pardos. Mesmo ciente das limitações da presente análise, essa evidência sugere uma investigação mais cuidadosa a respeito desse fenômeno. Em princípio, essa ligeira diferença poderia ser resultado de flutuações na própria autodeclaração de raça, que afetaria a composição dos grupos. Nos últimos anos, a proporção de pretos e pardos tem aumentado tanto no Brasil quanto na RMRJ, fato com consequências não triviais no mercado de trabalho. Por outro lado, o período de descolamento pode ter sido apenas temporário dada a redução da disparidade já em 2014. De qualquer forma, as evidências apresentadas nesta nota, sem análises adicionais, não parecem suficientes para demandar tratamento distinto para pretos e pardos no que tange ao mercado de trabalho.

GRÁFICO 24 • RETORNO À ESCOLARIDADE (%) PARA PRETOS E PARDOS 2002-2014



Fonte: PNAD. Elaboração do autor

13. As diferenças entre 2009 e 2013 são estatisticamente significantes.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta nota discutiu evidências empíricas relacionadas ao diferencial de rendimentos entre brancos e negros na Região Metropolitana do Rio de Janeiro utilizando os dados da PNAD para o período entre 2002 e 2014. Diversos pontos merecem destaque. Em primeiro lugar, a ausência de queda consistente do diferencial em um período caracterizado por queda da desigualdade de renda no país. Em segundo lugar, o aumento da diferença de retorno à educação, que já era elevada. Em terceiro, a diferença acumulada de rendimentos ao longo do ciclo de vida devido a diferenças de retorno à experiência. E finalmente, o fato de que a recente redução da disparidade nos anos de escolaridade não pode ter sido a grande responsável pelo aumento da parcela referente ao efeito preço do diferencial de rendimentos.



REFERÊNCIAS

- **Barros, R. P.; Foguel, M.; Ulyseia, G.** (2006). Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, v. 1.
- **Becker, G.** (1957). The economics of discrimination. University of Chicago Press, 167p.
- **Corseuil, C. H.; Foguel, M. N.** (2002). “Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE.” IPEA, Working Paper 897.
- **OECD** (2015), In It Together: Why Less Inequality Benefits All, OECD Publishing, Paris. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264235120-en>
- **Phelps, E. S.** (1972). The statistical theory of racism and sexism. The American Economic Review, v. 62, n. 4, p. 659-661.