

OBESIDADE E SALÁRIO: UMA ANÁLISE PARA O MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO¹

Maria Eduarda de Lima e Silva²

Wallace Patrick Santos de Farias Souza³

Giácomo Balbinotto Neto⁴

O estudo analisou o efeito da obesidade nos diferenciais de rendimentos do trabalho por gênero. Dados antropométricos e socioeconômicos foram obtidos da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) 2013. Adotaram-se duas estratégias de identificação. A primeira utilizou o índice de massa corporal (IMC) de forma contínua e regressão quantílica. A segunda construiu *dummies* para o IMC segundo graus de obesidade e efeito de tratamento. Para as mulheres, a obesidade é punida em termos de menores salários; por sua vez, os homens recebem acréscimos nos rendimentos. Há indícios de que a aparência é o fator que conduz os resultados. O sobrepeso para os homens é um ativo, enquanto as mulheres são penalizadas pelo não enquadramento nos padrões de beleza socialmente desejáveis.

Palavras-chave: obesidade; salário; diferenças de gênero; regressão quantílica; efeito de tratamento.

OBESITY AND SALARY: AN ANALYSIS FOR THE BRAZILIAN LABOR MARKET

A survey of obesity in the differentials according to work by gender is investigated. Anthropometric and socioeconomic data were obtained from National Health Survey 2013. Two identification strategies were adopted. The first, use continuous BMI and Quantile Regression. The second dummies for BMI according to degrees of obesity and treatment effect. For women, obesity is punished in terms of lower wages, while men receive additional income. Physical appearance is the factor that drives results. Overweight for men is an asset, while women are penalized for not meeting socially desirable standards of beauty.

Keywords: obesity; wages; gender differences; quantile regression; treatment effect.

JEL: C21; J31; I18.

1 INTRODUÇÃO

A obesidade é um problema de saúde pública que afeta países desenvolvidos e em desenvolvimento, podendo ser caracterizada como uma epidemia mundial (Almeida, 2015; Atella, Pace e Vuri, 2008; Baum II e Ford, 2004; Conley e Glauber, 2006; Gigante *et al.*, 2011; Mazzocante, Moraes e Campbell, 2012; Yach, Stuckler e

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n3art6>

2. Consultora em inteligência de mercado do Serviço Nacional de Aprendizagem Comercial (Senac), do Serviço Social do Comércio (Sesc) e da Federação do Comércio de Bens, Serviços e Turismo do Rio Grande do Sul (Fecomércio-RS); e consultora em estudos econômicos do Serviço Nacional de Aprendizagem Industrial (Senai) e do Centro Integrado de Manufatura e Tecnologia (Cimatec-BA). *E-mail:* mariaeduardaels@gmail.com.

3. Professor no Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba (UFPB); e professor no Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da UFPB. *E-mail:* wpsfarias@gmail.com.

4. Professor no PPGE/UFRGS; e pesquisador do Instituto de Avaliações de Tecnologias em Saúde (IATS/RS). *E-mail:* giacomo.balbinotto@ufrgs.br.

Brownell, 2006). Projeções das Nações Unidas (FAO alerta..., 2018) demonstram que 2,3 bilhões de pessoas estarão acima do peso em 2025, sendo 700 milhões de obesas. No Brasil observa-se, ao longo das últimas décadas, o crescimento da parcela de pessoas com sobrepeso pelo acelerado processo de transição nutricional associado a alterações no padrão de consumo, que acompanharam mudanças sociais e econômicas (Ferreira e Magalhães, 2006; Gigante *et al.*, 2011; Malta *et al.*, 2015; Teixeira e Diaz, 2015). Segundo dados da PNS 2019, 61,7% da população brasileira adulta estava com excesso de peso; entre essas pessoas, 26,8% eram obesas.

A elevada proporção da parcela de pessoas obesas no país representa um importante problema para os serviços de saúde, a sociedade e o indivíduo, posto que o excesso de peso constitui um dos principais fatores de risco para a carga global de doenças crônicas não transmissíveis (DCNTs), tais como neoplasmas, problemas cardiovasculares, diabetes, hipertensão e problemas respiratórios. Essas doenças apresentam elevada prevalência na população brasileira, e o tratamento gera maior impacto sobre os orçamentos públicos e familiares (Santos-Pinto *et al.*, 2010; Bahia e Araújo, 2014; Malta *et al.*, 2016).

O aumento da incidência de DCNTs, no cenário atual, marca a elevação de mortes prematuras, equivalente à faixa etária de 30 a 69 anos, bem como os casos de incapacidade física para realização de atividades. Sendo o estoque de saúde uma forma de capital humano (Grossman, 1972), prejuízos à saúde individual podem implicar perdas econômicas dada a redução da produtividade e da participação na força de trabalho. Nesse ponto, destaca-se a necessidade de estudos que investiguem a relação entre peso e indicadores do mercado de trabalho.

Estudos recentes com foco na população brasileira observaram uma tendência crescente de ocorrência da obesidade entre os mais pobres, que, dispondo de menos informações e sofrendo maiores restrições orçamentárias, tornam-se mais suscetíveis a adotar uma dieta barata e gordurosa como estratégia de poupança, visto que alimentos processados são relativamente mais baratos que alimentos saudáveis (Barboza, 2013; Gigante, Moura e Sardinha, 2009; Malta *et al.*, 2016). Além da estratégia de poupança, indivíduos dos grupos de menor rendimento podem ser mais propensos a adotar uma dieta calórica e pobre em nutrientes devido à falta de informações sobre uma dieta saudável e equilibrada. Diante das potenciais perdas salariais relacionadas ao excesso de peso (equivalente a choques negativos sobre o estoque de saúde), observa-se que a maior carga da doença incide sobre os mais vulneráveis e menos aptos a lidar com suas consequências adversas, tornando essa condição uma importante fonte de empobrecimento e aprofundamento da desigualdade (Carrillo *et al.*, 2017; Yach, Stuckler e Brownell, 2006).

A obesidade pode estar relacionada a fatores comportamentais – como a limitação ou a dificuldade de os indivíduos realizarem escolhas ótimas, o que é

decorrente da falta de informação –, ou a problemas de inconsistência intertemporal das preferências, dada pela miopia dos agentes, que, associadas a questões econômicas, colocam a condição de excesso de peso além do âmbito das responsabilidades individuais. Por um lado, as preferências, a força de vontade ou mesmo a genética não são suficientes para explicar o aumento da obesidade ao longo do tempo. Por outro lado, as mudanças nos incentivos com que os indivíduos se deparam têm condicionado escolhas não saudáveis a se tornarem decisões ótimas sob a perspectiva econômica (Teixeira e Diaz, 2011; Yach, Stuckler e Brownell, 2006).

O sobrepeso é uma condição multifatorial associada às condições genéticas, ambientais, metabólicas, hormonais, sociais, psicológicos e culturais. Assim como suas causas, as consequências adversas do excesso de peso perpassam diversas áreas da vida, como emprego, saúde, educação e experiências sociais (Baum II e Ford, 2004; Conley e Glauber, 2006; Puhl e Brownell, 2001; Almeida, 2015). Desse modo, são necessários estudos para elucidar a relevância da obesidade sobre indicadores do mercado de trabalho no Brasil, o que visa orientar estratégias de enfrentamento para subsidiar a tomada de decisão, a sustentabilidade do sistema público de saúde e o bem-estar da população (Batista Filho e Rissin, 2003; Chou, Grossman e Saffer, 2004; Teixeira e Diaz, 2011; Yach, Stuckler e Brownell, 2006). Dada a abrangência dos efeitos adversos do excesso de peso sobre o indivíduo, este artigo objetiva estimar os custos indiretos da obesidade que se refletem em perdas salariais.

Especificamente, investiga-se a relação, por gênero, entre o excesso de peso e os rendimentos⁵ do trabalho. Embora os resultados possam variar segundo características socioeconômicas dos indivíduos (gênero, raça/cor da pele e perfil de ocupação), estudos nacionais (Carrillo *et al.*, 2017; Teixeira e Diaz, 2011; 2015) e internacionais (Atella, Pace e Vuri, 2008; Baum II e Ford, 2004; Cawley, 2000; 2004; Conley e Glauber, 2006; Han, Norton e Powell, 2011; Johansson *et al.*, 2009; Johar e Katayama, 2012; Caliendo e Gehrsitz, 2016; Pinkston, 2017; Slade, 2017) demonstram consistentemente a relação adversa entre o sobrepeso e indicadores do mercado de trabalho, como salário e emprego, especialmente no que concerne às mulheres.

Os canais para explicar tais correlações persistem em debate na literatura, sendo apontados como principais explicações: i) a redução da produtividade devido a limitações de saúde; ii) o comportamento míope dos agentes, que os faz menos propensos a investirem em treinamento; iii) os custos adicionais de seguros de saúde oferecidos pelos empregadores, cobrados nos salários; e iv) a discriminação pelo

5. Os rendimentos compreendem a remuneração que o indivíduo obtém desempenhando suas atividades no mercado de trabalho. A obtenção de algum rendimento depende, primeiramente, da participação do indivíduo na força de trabalho. Além disso, os rendimentos serão tanto maiores quanto o forem a taxa de salário por hora de trabalho e o número de horas alocadas para o trabalho. O rendimento semanal de um indivíduo é dado pelo produto entre o salário por hora e o número de horas que a pessoa trabalha por semana (Alves e Andrade, 2002).

empregador, resultante do estereótipo atribuído a pessoas com excesso de peso – as quais são caracterizadas como preguiçosas, indisciplinadas, desleixadas e emocionalmente instáveis –, e pelo consumidor, que pode considerar desagradável lidar com pessoas nessa condição.

Caliendo e Gehrsitz (2016) argumentam que regressões lineares entre peso e salário podem falhar em capturar detalhes na relação entre esses fatores devido à elevada heterogeneidade entre diferentes perfis de ocupação e grupos populacionais, homens e mulheres, brancos e não brancos. Os autores apontam que uma estratégia de estimação com uma forma funcional mais flexível permite acomodar o padrão complexo das relações entre peso e rendimento do trabalho. O método de regressão quantílica (RQ), por se tratar de um modelo semiparamétrico, fornece estimativas para a relação em diferentes pontos da distribuição de salário, condicionado a um conjunto de covariadas, e explora o efeito heterogêneo do peso dos indivíduos no seu nível salarial (Atella, Pace e Vuri, 2008; Johar e Katayama, 2012; Slade, 2017).

A segunda estratégia consiste na estimação do efeito de tratamento médio nos tratados (*average treatment effect on treated* – ATT), realizada através da construção de variáveis *dummy* segundo os graus de obesidade, definidos conforme o IMC (grau I = $IMC \geq 30$; grau II = $IMC \geq 35$; e grau III ≥ 40). Dessa forma, busca-se identificar os indivíduos com obesidade e estimar, especificamente, o efeito da obesidade sobre o salário, controlado para um vetor de características observáveis.

A estimação da causalidade entre peso e salário é desafiadora em virtude da relação endógena entre as variáveis. Cawley (2004) aponta a causalidade reversa como uma das principais fontes de endogeneidade, dado que a obesidade pode reduzir o salário (o excesso de peso, por ser um fator de risco à saúde, reduz a produtividade ou causa discriminação no ambiente de trabalho), ao passo que o nível de salário pode impactar a obesidade (indivíduos com menor rendimento podem optar por uma alimentação mais calórica e mais barata como estratégia de poupança). Além disso, variáveis omitidas ou não observadas podem influenciar os vínculos entre obesidade e salários, sendo outra possível fonte de endogeneidade. Para tentar contornar parte do problema e obter estimativas mais robustas, será utilizada uma variável instrumental para a obesidade, buscando-se captar a parcela da obesidade que afeta os salários livre do efeito adverso dos salários na obesidade. Considerando-se as recomendações da literatura e a disponibilidade dos dados, será utilizado o IMC do indivíduo, calculado com o peso reportado aos 20 anos – peso defasado (Johar e Katayama, 2012; Pinkston, 2017). A justificativa é a de que o IMC defasado não é afetado pelo nível de salário atual, ao mesmo tempo que indivíduos com um histórico de obesidade têm maior probabilidade de serem obesos no futuro.

O estudo utiliza dados da PNS 2013, que fornece medidas antropométricas – aferidas de forma sistemática para uma subamostra – relativas a peso, altura,

circunferência de cintura e pressão sistólica e diastólica. A metodologia de aferição utilizada evita erros de medida por dados autorreportados, que resultariam em vieses nas estimativas. Embora a PNS 2019 forneça dados mais recentes, a pesquisa reduziu o número de medidas antropométricas, restringindo-se a aferições de peso e altura, o que limita a estratégia de identificação proposta no estudo.

Além desta introdução, este texto foi estruturado em quatro partes. A seção 2 descreve a base de dados, enquanto a estratégia metodológica é apresentada na seção 3. A seção 4 traz os principais resultados, e a seção 5 expõe as considerações finais.

2 DADOS

A subseção a seguir apresenta a estrutura e os objetivos da PNS 2013, bem como faz uma breve discussão acerca da medida de IMC utilizada e das demais medidas antropométricas disponíveis nos dados da PNS. Por fim, são reportadas as estatísticas descritivas, calculadas por gênero, das variáveis que compõem o modelo.

2.1 Restrição da amostra

A PNS 2013 foi desenvolvida em parceria entre a Secretaria de Vigilância em Saúde do Ministério da Saúde (SVS/MS), a Fundação Oswaldo Cruz (Fiocruz) e o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Trata-se de um inquérito populacional, de abrangência nacional, que objetiva produzir: i) dados, em âmbito nacional, sobre a situação de saúde e estilo de vida da população brasileira; ii) dados sobre a atenção à saúde e o desempenho do sistema nacional de saúde no que tange ao acesso e ao uso dos serviços de saúde, às ações preventivas, à continuidade dos cuidados e ao financiamento da assistência à saúde; e iii) informações para a vigilância de doenças e agravos de saúde e fatores de risco associados.

Uma vez que as condições sociais constituem elementos centrais na determinação do padrão de morbimortalidade, na adoção de comportamentos saudáveis e na distribuição dos recursos e dos serviços de saúde, os aspectos relacionados à equidade recebem especial destaque na PNS 2013 (Szwarcwald *et al.*, 2014; Souza-Júnior *et al.*, 2015). A pesquisa realizou entrevistas em 64.348 domicílios, possuindo 222.385 observações e 1 mil variáveis.

O questionário consiste em três partes: uma domiciliar, uma referente a todos os moradores e uma direcionada ao morador selecionado. As duas primeiras são compostas por questões relativas às condições socioeconômicas e de saúde dos moradores e do domicílio. A terceira constou de um questionário aplicado a um morador adulto (com 18 anos ou mais), selecionado com igual probabilidade entre todos os residentes elegíveis. Para os selecionados para a terceira parte do questionário, foram realizadas aferições de peso, altura, circunferência de cintura, pressão arterial e exames laboratoriais de sangue e urina. Tais exames foram realizados para

uma subamostra de 25% dos setores censitários selecionados. A PNS não utilizou a estratégia de informante substituto, aumentando a chance de respostas fidedignas (Szwarcwald *et al.*, 2014).

Para alcançar o objetivo proposto, a variável dependente é o *log* do salário mensal por hora, considerando-se apenas os rendimentos do trabalho principal de indivíduos com salário mensal inferior a R\$ 100 mil. O recorte é comum na literatura e visa excluir valores muito discrepantes, que teriam o potencial de viesar os resultados. As variáveis explicativas consistem em medidas antropométricas aferidas para o morador selecionado: IMC e pressão arterial (PA). Por fim, para compor o vetor de covariadas, consideram-se fatores socioeconômicos e demográficos, a saber: idade, gênero, raça/cor da pele, estado civil, nível de escolaridade e região de residência.

Gigante *et al.* (2011), Correia *et al.* (2011) e Cawley (2004) argumentam ser necessário controlar o estado civil, ao se observar a condição física dos indivíduos, principalmente entre as mulheres, pois verifica-se maior tendência de excesso de peso entre as mulheres casadas do que entre as solteiras, uma vez que estas tendem a ser mais ativas socialmente e se preocupam mais com a aparência. O vetor de covariadas também inclui a posição do trabalhador na ocupação e o estilo de vida relativo a tabagismo, prática de exercício físico, consumo de álcool, estado psicossocial (representado pela prevalência de depressão), estado de saúde (dado pelo diagnóstico, por um profissional de saúde, de alguma doença crônica) e consumo de alimentos.

A variável de perfil alimentar foi inserida no modelo através de um índice construído pelo somatório de variáveis *dummy* que indicam o consumo de alimentos selecionados, agrupados em “saudáveis” e “não saudáveis”. Foi atribuído o valor 1 ao consumo de alimentos saudáveis e não saudáveis com frequência igual ou superior a três vezes na semana. Da mesma forma, foi construído um indicador de doenças crônicas, a partir da soma de variáveis *dummy*, sendo atribuído o valor 1 quando o indivíduo reporta o diagnóstico de algum agravo crônico.⁶ Os dados são restritos a indivíduos entre 21 e 60 anos de idade – para se reduzirem variações salariais entre os que estão entrando e aqueles que estão saindo do mercado de trabalho – e a moradores da zona urbana. Também foram excluídas as mulheres grávidas, posto que a variação de peso tende a ser temporária e seu efeito sobre indicadores do mercado de trabalho envolvem outros fatores (Cawley, 2004).

6. Os alimentos e as doenças selecionados que compõem os indicadores estão descritos na tabela 2.

2.2 Variáveis antropométricas

O IMC é um indicador amplamente utilizado para identificar a condição de peso dos indivíduos devido à fácil comparabilidade e simplicidade de mensuração. Contudo, assim como outros indicadores, é passível de limitações e problemas. Por não distinguir entre gordura e massa livre de gordura, como ossos e músculos, o IMC está suscetível à classificação incorreta dos indivíduos como obesos e não obesos. Em geral, a medida é menos apurada entre homens, em relação às mulheres, por haver uma menor variação da composição corporal entre elas (Burkhauser e Cawley, 2008).

Devido às limitações do IMC, este pode ser um previsor menos preciso de problemas de saúde, pois indivíduos com perfil obeso (IMC acima de 30 kg/m^2) podem apresentar metabolismo saudável (Primeau *et al.*, 2011), ao passo que outros, com IMC normal ($< 25 \text{ kg/m}^2$), podem apresentar padrão metabólico de obesos, caracterizado pela presença de diabetes tipo 2 e doenças cardiovasculares (Conus, Rabasa-Lhoret e Peronnet, 2007). Como a localização da gordura é um fator mais importante para prever riscos de saúde do que a quantidade, a circunferência de cintura, que mensura a gordura visceral abdominal, é recomendada pela literatura médica como uma estratégia mais precisa para a classificação de obesos e não obesos. Ademais, a gordura concentrada na cintura é mais visível e, dada a proporção com a altura, pode denotar uma aparência menos atrativa. Contudo, a utilização da medida resulta em endogeneidade entre peso e salário, visto que a condição corrente de peso do indivíduo pode estar relacionada à sua renda atual. Como o trabalho visa a uma interpretação causal dos resultados, a medida de circunferência de cintura está dissociada dos objetivos do estudo.

Burkhauser e Cawley (2008) destacam a dificuldade em apontar qual é a medida mais adequada de obesidade, pois a precisão depende da sensibilidade da medida para captar os canais através dos quais se dá a relação entre peso e salário, por meio de prejuízos à saúde ou discriminação baseada em aparência. A conclusão é reforçada por Johansson *et al.* (2009), que evidenciam a dificuldade de distinguir diferentes canais de influência. Como a identificação desses mecanismos está além do escopo do trabalho, guardadas as devidas ressalvas e a atenção ao uso da medida, um IMC elevado é uma *proxy* para a condição de saúde e a aparência individual. Considerando-se a disponibilidade dos dados e as estratégias disponíveis na literatura, o estudo utilizou como variável instrumental o IMC individual, calculado a partir da altura corrente e do peso declarado aos 20 anos.

Contudo, visando averiguar a robustez dos resultados, o trabalho explora medidas antropométricas alternativas e inclui no modelo os valores que representam

hipertensão arterial (HA), dado por $PA > 140/90$ mmHg.⁷ Com poucas exceções, indivíduos com obesidade e sobrepeso são mais propensos a serem diagnosticados com hipertensão, dislipidemia e síndrome metabólica do que indivíduos com peso normal (Janssen, Katzmarzyk e Ross, 2004). O aumento da pressão arterial tem relação direta com o excesso de peso (Lopes, 2014), mas não com o erro na equação de salário.

A hipertensão tem diversas causas, estando associada a fatores socioeconômicos, ambientais (consumo de sal e alimentos gordurosos, bem como sedentarismo), histórico familiar e estresse (Lopes, 2014). Essa é uma condição de saúde que acomete indivíduos com elevado grau de heterogeneidade. Dada a variedade de fatores associados a problemas hipertensivos, a relação entre pressão sanguínea e salário se estabelece através de canais indiretos que contribuem para diluir potenciais efeitos entre as variáveis, implicando a ausência de correlação entre pressão e salário, conforme identificam alguns estudos.

Taveira e Pierin (2007) não encontram relação estatisticamente significativa entre poder socioeconômico, dado pelo índice de bens acumulados, e níveis de pressão arterial. Nesse sentido, a variável PA trata questões de endogeneidade entre as variáveis de interesse. A utilização da medida também consiste em uma estratégia para testar a hipótese de penalização do salário devido à piora do estado de saúde individual.

2.3 Instrumento

A relação entre salário e peso está sujeita à endogeneidade, podendo ocorrer problemas relacionados a causalidade reversa e/ou variáveis omitidas. Por um lado, o peso do indivíduo pode impactar o nível salarial devido à redução de produtividade; a doenças e riscos à saúde que levam ao absenteísmo; ou a questões relacionadas à discriminação no ambiente de trabalho. Por outro lado, o nível salarial afeta os cuidados que as pessoas podem ter com a própria saúde em virtude de alimentação saudável, acesso à saúde, prática de atividade física, acompanhamento profissional e, conseqüentemente, controle do peso. É possível também que um maior nível salarial induza os indivíduos a terem um padrão de consumo e alimentação elevado e desregrado. Desse modo, a direção da relação causal entre as variáveis não é clara.

Para contornar esse problema e buscar obter estimativas mais robustas, será utilizada a estratégia de variável instrumental, que busca captar a parte do peso livre do efeito dos salários acumulados no passado e que tem o potencial de explicar o salário corrente. A literatura tem sugerido dois possíveis instrumentos para o IMC:

7. O primeiro valor da aferição representa a pressão sistólica, que é o valor máximo, e marca a contração do músculo cardíaco quando bombeia o sangue. Por sua vez, a pressão diastólica, segundo valor, representa o momento de repouso, quando os vasos permanecem abertos para permitir a passagem do sangue (Malachias *et al.*, 2016).

i) o IMC do irmão e ii) o IMC defasado. Devido à disponibilidade das variáveis, o estudo seguiu a estratégia do IMC defasado, que foi computado ao se considerar o peso declarado aos 20 anos e a altura corrente dos entrevistados. Pinkston (2017) argumenta que o peso passado dos trabalhadores afeta o salário corrente, uma vez que o histórico de peso individual consiste em um fator de discriminação, que afeta tanto a busca por emprego quanto as decisões de contratação e promoção, bem como, por sua vez, o salário corrente. Além disso, é plausível argumentar que o IMC defasado não é afetado pelo nível de salário atual, ao mesmo tempo que indivíduos com um histórico de obesidade têm maior probabilidade de, no futuro, tornarem-se obesos.

Ademais, considerar um histórico de discriminação estatística, em que o peso pode ser utilizado como sinalização para a produtividade ou para despesas com atenção à saúde, implica que o salário corrente dos indivíduos é afetado pelas considerações do empregador atual acerca do histórico de peso do trabalhador. De outra forma, posto que a aparência física do trabalhador é um fator que afeta a decisão do empregador, o salário do trabalhador irá refletir seu histórico de peso (Pinkston, 2017).

Mesmo o IMC defasado estando sujeito ao problema de erro de medida, que pode ser resultante da imprecisão da declaração do peso aos 20 anos, os entrevistados ainda são capazes de determinar a sua condição nutricional, como baixo peso, normal ou sobrepeso, na idade requerida, dado o caráter persistente da obesidade em jovens adultos que foi observado na literatura. Conde e Borges (2011) estimam que a persistência da obesidade entre indivíduos aos 20 anos é de 65% entre os homens e 47% entre as mulheres.

2.4 Estatísticas descritivas

A tabela 1 reporta as estatísticas descritivas, por gênero, das variáveis incluídas no modelo. Os valores foram computados considerando-se o plano amostral complexo da pesquisa. O reduzido valor do erro-padrão resulta do método de pós-estratificação, que usa as projeções populacionais de cada Unidade Federativa (UF) para calibração dos pesos amostrais. A estratégia reduz a diferença entre o valor das médias amostral e populacional. O valor médio do IMC entre homens e mulheres é similar – 26,06 e 26,82, respectivamente –, classificado como sobrepeso.⁸ Os valores de pressão sistólica e diastólica para ambos os gêneros estão dentro dos limites de normalidade, embora, entre os homens, o valor médio de pressão diastólica esteja mais próximo do valor de referência para o diagnóstico de hipertensão.

8. Disponível em: <https://sisaps.saude.gov.br/sisvan/>. Acesso em: 24 set. 2022.

Dado o valor médio do IMC populacional, duas estratégias foram consideradas para a estimação da relação de interesse. Na primeira, o IMC foi utilizado de forma contínua; na segunda, foi tratado como variável categórica, através da construção de variáveis *dummy*, conforme os graus de obesidade. Foi atribuído o valor um para indivíduos com IMC entre 30 e 34,99, e zero caso contrário, o que corresponde à obesidade 1. A obesidade 2 (severa) corresponde ao IMC entre 35 e 39,99, e zero caso contrário. Por fim, a obesidade 3 (mórbida) corresponde a valores de IMC acima de 40.

A estratégia centrada nos indivíduos com obesidade visa capturar especificamente a relação entre o montante de peso associado a prejuízos para a saúde e o salário. As abordagens consideram que os indivíduos obesos são uma parcela relativamente pequena da população, e o valor médio do IMC é classificado como acima do peso. Portanto, o uso do IMC de forma contínua dilui o efeito do peso sobre o salário, tornando mais difícil a identificação do padrão da relação.

TABELA 1
Estatísticas descritivas: variáveis socioeconômicas e demográficas

Variável	Homem		Mulher	
	Média	Erro-padrão	Média	Erro-padrão
Variável dependente				
Renda do trabalho principal ¹	1.026,66	17,57	520,94	8,84
Variáveis explicativas				
IMC	26,06	0,05	26,82	0,05
Pressão sistólica	128,17	0,19	123,27	0,18
Pressão diastólica	80,48	0,12	76,84	0,10
Características pessoais ²				
Idade	33,28	12,50	35,29	13,82
Casado(a)	38,75	0,32	36,02	0,30
Raça/cor da pele	2,45	1,12	2,42	1,08
Sem instrução	16,31	0,27	15,39	0,24
Ensino fundamental	42,73	0,37	39,03	0,32
Ensino médio	28,12	0,29	29,57	0,28
Ensino superior	12,83	0,31	16,01	0,33
Posição na ocupação do trabalho ²				
Doméstico(a)	0,86	0,07	14,66	0,36
Empregado(a)	55,75	0,47	43,52	0,47
Empregador(a)	4,31	0,22	2,40	0,16
Autônomo(a)	28,37	0,41	19,51	0,36
Estilo de vida ²				
Sedentarismo	37,25	0,56	27,09	0,49
Álcool	60,59	0,56	84,84	0,39
Tabagismo	16,10	0,42	9,60	0,26
Plano de saúde	27,96	0,47	29,52	0,46

(Continua)

(Continuação)

Variável	Homem		Mulher	
	Média	Erro-padrão	Média	Erro-padrão
	Região ²			
Norte	8,58	0,06	8,18	0,06
Nordeste	27,58	0,14	27,61	0,12
Sudeste	41,90	0,17	42,56	0,15
Sul	15,67	0,10	15,51	0,09
Centro-Oeste	6,27	0,05	6,14	0,04
Observações	1.613.186		1.877.402	

Fonte: PNS 2013.

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Indica consumo igual ou superior a três vezes na semana.² Variáveis *dummy*.

Em geral, o valor médio das variáveis é similar entre homens e mulheres. Contudo, elas apresentam maior nível de escolaridade, o que contrasta com o nível de renda média – cerca de metade da renda do trabalho dos homens. A maior diferença de resposta entre homens e mulheres é observada em relação ao estilo de vida da população brasileira. Ressalta-se que as mulheres apresentam hábitos mais saudáveis que os homens. Entre as mulheres, registra-se menor frequência de consumo de álcool, de tabagismo e maior cobertura de plano de saúde; contudo, elas são mais sedentárias que os homens. Apenas 27% das mulheres responderam ter realizado alguma atividade física nos três meses anteriores à pesquisa. A maior concentração populacional é registrada na região Sudeste, seguida pela Nordeste; a menor está no Centro-Oeste, com percentual similar entre ambos os sexos.

A tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis relativas ao perfil alimentar e ao diagnóstico de DCNTs na população brasileira. Os valores foram computados com base no plano amostral complexo. Verifica-se resultado similar ao erro-padrão calculado na tabela 1. Foram construídas variáveis *dummy* segundo a frequência semanal de consumo dos alimentos. Foi atribuído o valor um para a ingestão igual ou superior a três vezes por semana, e zero caso contrário. Observa-se elevada prevalência de consumo de frutas, hortaliças e saladas, e menor registro da ingestão de carnes brancas, como peixes e aves. Em geral, as mulheres apresentam maior consumo de alimentos saudáveis que os homens.

Observa-se elevada frequência de consumo de alimentos não saudáveis entre a população brasileira, caracterizada pela ingestão de carne vermelha, refrigerantes, doces e sal. Com relação ao estado de saúde, as mulheres reportam maior frequência de prevalência de enfermidades crônicas que os homens. Contudo, o resultado pode estar associado à maior propensão de as mulheres buscarem serviços de saúde que os homens, e não necessariamente a uma pior condição de saúde delas em relação a eles.

TABELA 2
Estatísticas descritivas: hábitos alimentares e diagnóstico de doença crônica

Variável	Homem		Mulher	
	Média	Erro-padrão	Média	Erro-padrão
Alimentos saudáveis ¹				
Feijão	88,48	0,39	81,37	0,42
Salada	65,23	0,52	71,42	0,42
Verdura	53,77	0,59	62,02	0,46
Frango	46,59	0,56	50,21	0,51
Peixe	10,27	0,33	9,97	0,26
Suco natural	43,63	0,57	44,09	0,50
Leite	57,16	0,57	63,40	0,49
Frutas	58,25	0,62	69,24	0,48
Alimentos não saudáveis ¹				
Carne vermelha	77,18	0,47	66,80	0,45
Refrigerante	43,02	0,54	32,77	0,48
Doces	38,03	0,53	38,19	0,50
Sanduíche	13,01	0,38	14,40	0,39
Sal	83,83	0,40	87,57	0,34
Diagnóstico de doença crônica ²				
Hipertensão	19,05	0,41	24,94	0,39
Diabetes	6,50	0,32	7,71	0,28
Asma	3,66	0,21	5,13	0,23
Doença renal	1,38	0,12	1,51	0,13
Colesterol	11,71	0,41	17,03	0,37
Coração	3,91	0,24	4,46	0,21
Depressão	3,98	0,24	10,95	0,33
Observações	1.613.186		1.877.402	

Fonte: PNS 2013.

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Indica consumo igual ou superior a três vezes na semana.

² Variáveis *dummy*.

Diante dos objetivos propostos, e tendo sido observada a estrutura dos dados e as variáveis de interesse, podem-se definir as estratégias de identificação a serem utilizadas no trabalho e descritas na seção a seguir.

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

3.1 Regressão quantílica

Nesta subseção, será descrita brevemente a metodologia utilizada. Boa parte da literatura emprega modelos lineares para estimar a relação entre duas ou mais variáveis a partir da média. Nesse caso, pretende-se investigar se a obesidade pode afetar o salário dos indivíduos. Para isso, usa-se uma especificação em que o logaritmo do rendimento do trabalho depende do IMC (*IMC_i*) e de uma série de controles, tais como características individuais (sexo, raça), hábitos e estilo de vida (atividade

física, tabagismo, dieta alimentar), diagnóstico de doenças crônicas (hipertensão, diabetes, asma) e região (Z). Dessa forma, estima-se um modelo *log*-linear por mínimos quadrados ordinários, cujos coeficientes de regressão representam variações percentuais do salário decorrentes de acréscimos unitários nos regressores:

$$\ln w_i = \beta_0 + \beta_1 IMC_i + \beta_2 IMC_i^2 + \gamma'Z + \epsilon_i \quad (1)$$

Objetivamos verificar o efeito nos salários em diferentes estratos sociais como forma de identificar se a obesidade representa um dos fatores que podem explicar a desigualdade de rendimentos entre os indivíduos. Nesse sentido, o método que atende a esse propósito é a estimação via regressões quantílicas (Koenker e Bassett Junior, 1978). Essa metodologia possibilita estimar o efeito das variáveis explicativas em cada quantil na distribuição da variável dependente. A função quantílica condicional para o quantil τ pode ser expressa como:

$$Q\tau(Y|X) \equiv F_{y-1}(\tau|X) \quad (2)$$

Na equação (2), $F_Y(y|X)$ é a função de distribuição para Y condicionada a X . Assim, a função quantílica pode ser encontrada pelo seguinte problema de otimização:

$$Q\tau(Y|X) \equiv \operatorname{argmin} E[\rho_F(y - q(X))] \quad (3)$$

Na equação (3), $\rho_F(u) = (\tau - 1(u \leq 0))u$. Substitui-se $q(X)$ por um modelo linear, chegando-se a:

$$\beta(\tau) \equiv \operatorname{argmin} E[\rho_F(y - X'\beta)] \quad (4)$$

Do ponto de vista econométrico, a metodologia de regressão por quantis apresenta um forte apelo por uma série de motivos, entre os quais se podem destacar (Almeida, 2014): i) é mais robusta a *outliers* do que a regressão para a média (devido à função perda $\rho(\tau(u))$); e ii) é semiparamétrica, no sentido de que evita suposições sobre a distribuição paramétrica de erros de regressão. Além disso, outra característica da função quantílica, descrita abaixo, confere-lhe maior robustez quanto aos resultados em relação à abordagem por mínimos quadrados ordinários (MQO).

O modelo proposto na equação (1) pode ser visto como uma transformação logarítmica de um modelo multiplicativo exponencial. A não linearidade nos parâmetros impossibilita a identificação via MQO, de modo que é utilizado o logaritmo da expressão, linearizando-a nos parâmetros. No entanto, a estimação desse modelo por MQO pode apresentar uma série de problemas na presença de heterocedasticidade em razão da desigualdade de Jensen (Silva e Tenreiro, 2006). Esse resultado estatístico postula que o valor esperado do logaritmo de uma variável aleatória difere do logaritmo de seu valor esperado, isto é, $E(\ln y) \neq \ln E(y)$. Em outras palavras, a média não é invariante a transformações monotônicas, gerando

vieses nas estimativas de β através da média condicional da variável dependente. Para visualizar formalmente o problema, consideremos o modelo multiplicativo, sugerido por Silva e Tenreyro (2006):

$$y_i = \exp(x_i\beta)\epsilon_i \quad (5)$$

Na equação (5), ϵ_i é uma variável aleatória não negativa, tal que $E(\epsilon_i|x) = 1$. O modelo linear com o logaritmo natural da variável dependente assume esta forma:

$$\ln y_i = x_i\beta + \ln \epsilon_i \quad (6)$$

Seja $\epsilon_i = \exp[(wiy)\eta_i]$, em que $\eta_i \sim i.i.dN \text{ormal}(\mu, \sigma)$. Assim, ϵ_i segue uma distribuição *log*-normal, em que a sua variância depende de x_i , $\sigma^2 = f(x_i)$. O modelo linear em (6) pode ser reescrito da seguinte maneira:

$$\ln y_i = x_i\beta + (xiy)\eta_i \quad (7)$$

Sob a hipótese de identificação $E(\epsilon_i|x) = 1$. Levando-se em conta as propriedades da distribuição *log*-normal, verifica-se que $E(\ln \epsilon_i|x_i) = -\frac{1}{2}\sigma_{\epsilon_i}^2$. Assim, a média condicional $\ln y_i$ será $E(\ln y_i|x_i(\beta - \frac{\sigma_{\eta_i}^2}{2})) \neq x_i\beta$. A heterocedasticidade gera inconsistência no modelo *log*-linear, e o modelo multiplicativo se torna identificado. Uma solução proposta consiste em estimar esses modelos *log*-lineares através de regressões quantílicas. A função quantílica apresenta como uma de suas propriedades a equivariância, o que permite efetuar alterações na escala da variável original sem que haja perda de coerência nas interpretações dos resultados da regressão, e isso resolve o problema de identificação (Figueiredo, Renato e Schaur, 2016).

A estimação foi realizada por meio dos métodos MQO e *Poisson pseudo-maximum likelihood* (PPML), abordagem não linear. Silva e Tenreyro (2006) argumentam que o PPML é uma estratégia mais segura para lidar com a heterocedasticidade entre indivíduos devido a fatores não observáveis, na presença de dados não negativos com muitos zeros, como a PNS, que realizou a aferição de peso e altura apenas para uma subamostra. A comparação de diferentes métodos atribui maior robustez aos coeficientes estimados.

Uma das principais dificuldades na literatura que investiga a relação entre peso e salário é o elevado potencial de endogeneidade entre ambas as variáveis. Cawley (2004) aponta que o problema pode surgir por causalidade simultânea entre salário e obesidade, de forma que pessoas com menor renda têm uma dieta mais pobre, consumindo alimentos mais calóricos. Outra fonte de endogeneidade seria decorrente da redução de produtividade, associada a problemas de saúde, que se refletiria em salários mais baixos, e também é citada a discriminação no ambiente de trabalho. Uma última explicação pode ser apontada, dada por uma variável não observada que influencia o peso e o salário. Segundo Slade (2017), para

superar esse problema, as estratégias comumente adotadas na literatura consistem na instrumentação do IMC defasado ou no do irmão.

Dada a disponibilidade dos dados, adotou-se como variável instrumental (VI) o histórico do IMC dos indivíduos, computado a partir do peso declarado aos 20 anos e da altura corrente. Pinkston (2017) adota a mesma estratégia, visto que a maioria da literatura sobre a relação entre peso e salário implicitamente assume que apenas o peso corrente afeta o salário, sendo inconsistente com a ampla literatura sobre discriminação. No que tange à busca por trabalho, decisões de contratação e promoção, o histórico de peso do trabalhador poderia afetar seu salário corrente, em uma situação de discriminação estatística histórica, em que o empregador atual observa o peso do trabalhador e considera todo o seu histórico como um sinal de produtividade e de gastos com atenção à saúde, que afetariam seu salário corrente.

3.2 Efeito de tratamento sobre os tratados (ATT)

A partir da construção de variáveis *dummy*, segundo o grau de obesidade (grau I, grau II e grau III), podem-se diferenciar indivíduos obesos e não obesos. Os obesos são classificados como grupo tratado; e os não obesos, como grupo controle. Para identificar o efeito causal da obesidade sobre o salário, foi realizado o procedimento de estimação do ATT. Este objetiva estimar o ganho médio do tratamento sobre a subpopulação atendida pelo programa ou sujeita ao tratamento.

Para se obter o efeito causal do programa ou tratamento, pode-se realizar a comparação de médias entre o grupo tratado e o controle. Contudo, em estudos não aleatórios, o parâmetro de interesse, denotado pelo efeito de tratamento médio sobre os tratados, pode ser sujeito a viés. Dessa forma, não se pode determinar se o resultado da unidade tratada se deve ao efeito do programa ou a diferenças nas características, observadas ou não pelo pesquisador, entre os indivíduos tratados e os não tratados. O problema surge da comparação entre os grupos inadequados (Pinto, 2017).

Para evitar o problema, o método assume como pressuposto teórico a seleção baseada em características observáveis. Dado o vetor X de variáveis observáveis, o resultado potencial, $Y(1)$ e $Y(0)$, é independente do tratamento T . Formalmente, a hipótese de ignorabilidade do tratamento é descrita desta forma:

$$Pr[T = 1|Y1, Y0, X] = Pr[T = 1|X]$$

ou

$$(Y1, Y0) \perp T | X \quad (8)$$

Pela hipótese de ignorabilidade do tratamento ou da independência condicional, não há nenhum fator sistemático que determine se um indivíduo integra

o grupo de tratados ou o controle, uma vez que a seleção é aleatória. Portanto, o efeito de tratamento captura o efeito causal do programa. Contudo, a distribuição entre os grupos depende de X , $p(X)$, sendo denominada *propensity-score*.

Para se estimar o ATT, além da hipótese de independência condicional, faz-se necessário que haja correspondência entre as unidades do grupo tratado e as do controle. A condição é conhecida como “hipótese de suporte comum”. Será estabelecida a correspondência entre as unidades tratadas e não tratadas segundo as similaridades entre o valor dos seus respectivos escores de propensão e a consequente sobreposição entre as unidades do grupo tratado e do controle. A probabilidade de tratamento, $p(X)$, pode ser estimada por *logit* ou *probit*, e, a partir do pareamento do escore de propensão das unidades tratadas e não tratadas, pode-se calcular a diferença de médias entre $Y(1)$ e $Y(0)$ e obter o efeito de tratamento.

$$\beta_{AFF} = E\{E[Y_i | p(X_i), T_i = 1] - E[Y_i | p(X_i), T_i = 0]\} \quad (9)$$

Tendo sido descritas as abordagens empíricas utilizadas, o trabalho segue com a apresentação dos resultados.

4 RESULTADOS

Conforme apresentado na seção de metodologia, este estudo utiliza duas estratégias para identificar a relação entre a obesidade e os rendimentos individuais. A primeira toma o IMC como variável contínua, sendo estimados os modelos de MQO, PPML e por RQ para o quantil 50 (mediana). Por sua vez, a segunda estratégia toma o IMC como variável categórica, através da construção de variáveis *dummy*, segundo os graus de obesidade: elevado, muito elevado e muitíssimo elevado. Para essa segunda abordagem, o modelo a ser estimado é um ATT. Os modelos foram estimados separadamente por gênero.

A fim de se avaliar a consistência dos estimadores, foram adotadas duas medidas antropométricas para estimar a relação entre peso e salário: o IMC e a pressão arterial.

4.1 IMC: abordagem contínua

A tabela 3 reporta as estimativas da relação entre salário e obesidade, utilizando o IMC para identificar a condição de peso do indivíduo. A variável instrumental é o IMC computado a partir da altura corrente e do peso do indivíduo aos 20 anos. A magnitude dos coeficientes é maior entre os homens que entre as mulheres; enquanto a relação é estatisticamente positiva e significativa para os homens, para as mulheres é proeminente, significativa e estatisticamente negativa. Os resultados indicam que, para os homens, o excesso de peso pode implicar um prêmio salarial, enquanto, para as mulheres, resulta em uma penalização, expressa pela redução do salário. Dado que os efeitos adversos do excesso de peso sobre a condição de saúde dos indivíduos

independentem do gênero, a diferença no padrão da relação entre peso e salário, entre homens e mulheres, indica que o canal mais provável para explicar a relação de interesse, conforme Caliendo e Gehrsitz (2016), é a aparência física dos indivíduos.

Para as mulheres, o padrão físico desejável é a magreza. Dessa forma, as mulheres com excesso de peso seriam penalizadas em termos de menor salário. Por seu turno, para os homens, a relação é oposta, podendo ser explicada pelo efeito “banqueiro corpulento”, descrito por Cawley (2004), isto é, a noção de que homens com maior peso estão mais propensos a causar a impressão de poder e autoridade. Consequentemente, um valor mais alto do IMC estaria associado a rendimentos mais elevados entre os homens. Além da questão da atratividade física, outro fator que pode explicar a heterogeneidade do efeito do peso sobre os salários entre os gêneros é o perfil de ocupação. Enquanto os homens são mais propensos a desempenhar funções que demandam maior esforço físico, sendo beneficiados por um IMC mais elevado, as mulheres desempenham atividades de menor esforço físico ou com interação mais frequente com o público, em que a aparência tende a ser um fator importante.

TABELA 3
Salários e obesidade: estimação que considera o IMC

Variável dependente: <i>log</i> do salário individual						
Variáveis	Homens					
	OLS	OLS-IV	PPML	PPML-IV	QR ($\tau = 0,5$)	QR - IV ($\tau = 0,5$)
IMC	0,18*** (0,001)	0,093*** (0,002)	0,058** (0,025)	0,006** (0,002)	0,166*** (0,000)	0,038** (0,017)
Constante	-0,108*** (0,021)	0,0641*** (0,037)	0,136* (0,352)	0,796*** (0,098)	0,469*** (0,000)	0,308*** (0,029)
Observações	1.613.186	1.613.186	1.613.186	1.613.186	1.613.186	1.613.186
Variáveis	Mulheres					
	OLS	OLS-IV	PPML	PPML-IV	QR ($\tau = 0,5$)	QR - IV ($\tau = 0,5$)
IMC	-0,021*** (0,001)	-0,008*** (0,002)	-0,006 (0,018)	-0,007 (0,021)	-0,071*** (0,000)	-0,004*** (0,000)
Constante	2,139*** (0,015)	2,532*** (0,130)	0,793** (0,352)	1,039*** (0,070)	2,786*** (0,000)	2,563*** (0,000)
Observações	1.877.402	1.877.402	1.877.402	1.877.402	1.877.402	1.877.402
Características pessoais	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Ocupação	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Hábitos saudáveis	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Doenças	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
IV	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Desvios-padrão entre parênteses.

2. Significância: * p -valor < 0,10; ** p -valor < 0,05; e *** p -valor < 0,01.

Como medida de robustez dos resultados encontrados com base no IMC corrente, o modelo que avalia a relação entre o peso e o salário foi reestimado, empregando-se o indicador de pressão arterial como *proxy* para a condição de peso dos indivíduos. A adoção da medida de pressão arterial é uma estratégia para lidar com o problema de endogeneidade entre as variáveis de interesse. Conforme Janssen, Katzmarzyk e Ross (2004), o excesso de peso está diretamente associado a problemas de hipertensão arterial, não sendo possível estabelecer uma relação direta com o salário individual. Os resultados estão apresentados na tabela 4.

Os coeficientes obtidos considerando-se a pressão arterial para as mulheres (tabela 4) mantêm o mesmo padrão observado ao se estimar a relação entre peso e salário que emprega o IMC, indicando que, quer seja pelo canal da aparência, quer seja por prejuízos à condição de saúde, caracterizados pelo problema de hipertensão, o excesso de peso implica perda de salário para as mulheres. Tendo sido obtidos os mesmos resultados a partir de diferentes estratégias de identificação, observa-se a consistência do efeito do peso sobre o salário das mulheres. Por sua vez, entre os homens, verifica-se uma mudança no padrão da relação entre peso e rendimentos ao ser considerada a medida de pressão arterial como uma *proxy* para o peso dos indivíduos.

As estimativas sem a variável instrumental são estatisticamente significativas e negativas, indicando que uma piora do estado de saúde individual poderia ser refletida na perda de salário. Contudo, ao se incluir o instrumento, verifica-se uma alteração do sinal dos coeficientes, tornando-se estatisticamente significativos e positivos, conforme reportado na tabela 3, o que indica o problema de endogeneidade e resulta em viés dos coeficientes estimados para a relação de interesse. A mudança de sinal corrobora a hipótese de que o principal canal a partir do qual o peso afeta o salário dos homens é a aparência. De modo consistente com os padrões sociais, homens com maior constituição física figuram como exemplos de poder e autoridade, e o aumento no valor médio do IMC implica ganhos no salário.

Os resultados por gênero corroboram a análise dos mecanismos de transmissão do efeito do peso sobre o salário. Enquanto, para os homens, as estimativas denotam uma relação positiva, configurando prêmio salarial decorrente de uma maior constituição física, incide sobre as mulheres uma penalização causada pela divergência em relação aos padrões estéticos sociais ou devido a problemas de saúde decorrentes do excesso de peso. Dado que os efeitos deletérios de uma pressão arterial alta sobre a saúde independem do gênero, a diferença do padrão da relação entre a pressão e o salário dos indivíduos, por gênero, denota que a questão da saúde pode ficar em segundo plano na relação avaliada.

TABELA 4
Salários e obesidade: estimação que considera a pressão arterial

Variável dependente: <i>log</i> do salário individual						
Variáveis	Homens					
	OLS	OLS-IV	PPML	PPML-IV	QR ($\tau = 0,5$)	QR - IV ($\tau = 0,5$)
Pressão arterial	-0,003*** (0,001)	0,037*** (0,000)	-0,006** (0,025)	0,008** (0,003)	-0,001*** (0,000)	0,035** (0,017)
Constante	2,428*** (0,007)	-2,296*** (0,026)	0,902* (0,056)	-0,121 (0,422)	2,371*** (0,000)	-1,827*** (0,000)
Observações	1.613.186	1.613.186	1.613.186	1.613.186	1.613.186	1.613.186
Variáveis	Mulheres					
	OLS	OLS-IV	PPML	PPML-IV	QR ($\tau = 0,5$)	QR - IV ($\tau = 0,5$)
Pressão arterial	-0,002*** (0,001)	-0,004*** (0,002)	-0,007 (0,000)	-0,007*** (0,004)	-0,001*** (0,000)	-0,009*** (0,000)
Constante	2,101*** (0,007)	2,634*** (0,130)	1,091** (0,045)	1,168*** (0,045)	2,528*** (0,000)	3,393*** (0,000)
Observações	1.877.402	1.877.402	1.877.402	1.877.402	1.877.402	1.877.402
Características pessoais	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Ocupação	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Hábitos saudáveis	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Doenças	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
IV	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Desvios-padrão entre parênteses.

2. Significância: * p -valor < 0,10; ** p -valor < 0,05; e *** p -valor < 0,01.

Para melhor compreensão da heterogeneidade dos efeitos do excesso de peso ao longo da distribuição de salário, a tabela 5 apresenta as estimativas com RQ e VI, por gênero, para diferentes quantis. Neste ponto, este estudo contribui para a literatura ao buscar identificar diferenças no padrão da relação entre salário e rendimento que podem ser perdidas nos resultados de regressões-padrão (Atella, Pace e Vuri, 2008; Caliendo e Gehrsitz, 2016).

Os resultados reportados corroboram as análises apresentadas. Acréscimos nas medidas das variáveis antropométricas estão positiva e estatisticamente associados aos rendimentos dos homens. O padrão da relação apresenta formato de U invertido, em que homens com rendimentos na mediana da distribuição auferem maior ganho em relação àqueles que estão nas caldas. Considerando-se a pressão arterial, há perda de significância estatística entre os rendimentos mais elevados. A relação indica que a condição de peso pode ser um ativo para os homens evoluírem na carreira, conforme o efeito “banqueiro corpulento”. Contudo, a aparência física é pouco relevante em empregos de alta qualificação.

Entre as mulheres, o resultado é oposto e linear. Além da associação negativa entre peso e salário, observa-se o contínuo aumento da magnitude dos coeficientes à medida que aumenta o percentil da distribuição do salário, o que implica que a obesidade é mais severamente punida, em termos de salário, entre as mulheres com maior nível de renda.

TABELA 5
Salários e obesidade: regressão quantílica

Variável dependente: <i>log</i> do salário individual						
Variáveis	Homens			Mulheres		
	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,50$	$\tau = 0,75$	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,50$	$\tau = 0,75$
IMC	0,015*** (0,000)	0,038*** (0,000)	0,028*** (0,022)	-0,001 (0,085)	-0,012** (0,005)	-0,017*** (0,006)
Constante	2,553*** (0,000)	2,907*** (0,000)	3,353*** (0,000)	2,775*** (0,000)	2,53*** (0,000)	4,334*** (0,270)
Observações	1.613.186	1.613.186	1.613.186	1.613.186	1.613.186	1.613.186
Variáveis	Homens			Mulheres		
	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,50$	$\tau = 0,75$	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,50$	$\tau = 0,75$
Pressão arterial	-0,001*** (0,000)	0,035*** (0,000)	0,003 (0,013)	-0,002 (0,010)	-0,024*** (0,009)	-0,033*** (0,012)
Constante	3,169*** (0,000)	-1,827*** (0,000)	3,908** (1,595)	2,952*** (0,978)	3,393*** (0,000)	6,988*** (1,212)
Observações	1.877.402	1.877.402	1.877.402	1.877.402	1.877.402	1.877.402
Características pessoais	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Ocupação	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Hábitos saudáveis	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Doenças	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
IV	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Desvios-padrão entre parênteses.

2. Significância: * p -valor < 0,10; ** p -valor < 0,05; e *** p -valor < 0,01.

4.2 IMC: abordagem categórica

Buscando identificar, especificamente, o efeito da obesidade sobre os rendimentos individuais, a variável IMC foi transformada em *dummies* segundo o grau de obesidade.

A partir da estratégia adotada, restringe-se a amostra apenas aos indivíduos com obesidade, e pode-se identificar, com maior acurácia, o efeito do peso sobre o salário. O tratamento “obesidade 1” identifica indivíduos com obesidade grau I. É atribuído o valor um para indivíduos no intervalo de $30 \leq \text{IMC} < 34,9$, e zero caso contrário. A “obesidade 2” refere-se ao grau II, que corresponde ao

intervalo $35 \leq \text{IMC} < 39,9$; e a “obesidade 3” relaciona-se ao grau III, que corresponde a valores acima de 40.

A tabela 6 reporta os resultados da relação obesidade/salário entre os homens. Em geral, os coeficientes denotam acréscimos significativos ao salário de homens de maior constituição física, mostrando que homens estão sujeitos a diferentes padrões de beleza (Caliendo e Gehrsitz, 2016). Os resultados estão alinhados ao efeito descrito por Cawley (2004), denominado “banqueiro corpulento”, em que homens mais pesados podem refletir as noções de poder e autoridade. O alinhamento dos resultados, obtidos a partir de diferentes estratégias, confere robustez aos achados do estudo. O padrão da relação existente entre as mulheres e reportado na tabela 7 é bem definido e consistente com análises prévias. A relação é negativa e estatisticamente significativa; quanto mais elevado o grau de obesidade, maior a penalização sobre o salário.

TABELA 6
Efeito de tratamento sobre os tratados com correção do viés de seleção: homens

Método	Tratamento		
	Obesidade 1	Obesidade 2	Obesidade 3
ATT	0,101*** (0,025)	0,170 (0,213)	0,145* (0,143)
Características pessoais	Sim	Sim	Sim
Ocupação	Sim	Sim	Sim
Hábitos saudáveis	Sim	Sim	Sim
Doenças	Sim	Sim	Sim
Observações	1.613.186	1.613.186	1.613.186

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Desvios-padrão robustos a heterocedasticidade entre parênteses, com *bootstrap* de 1 mil replicações.

2. Significância: * p -valor $< 0,10$; ** p -valor $< 0,05$; e *** p -valor $< 0,01$.

Os padrões socialmente estabelecidos de beleza para as mulheres podem torná-las mais suscetíveis ao fenômeno de discriminação estatística, que caracteriza a situação em que o empregador pode relacionar características físicas do trabalhador ao desempenho de suas funções. Para isso, utiliza estereótipos, frequentemente negativos, atribuídos a pessoas com sobrepeso como se fossem pouco atraentes, preguiçosas, desmotivadas, descontroladas, indisciplinadas, entre outros aspectos (Lima, Ramos-Oliveira e Barbosa, 2017). A discriminação sofrida também pode ser proveniente do público, que pode considerar desagradável lidar com pessoas nessa condição, cujo comportamento ensinaria os mesmos julgamentos.

TABELA 7
Efeito de tratamento sobre os tratados com correção do viés de seleção: mulheres

Método	Tratamento		
	Obesidade 1	Obesidade 2	Obesidade 3
ATT	-0,061*** (0,019)	-0,097*** (0,051)	-0,125*** (0,073)
Características pessoais	Sim	Sim	Sim
Ocupação	Sim	Sim	Sim
Hábitos saudáveis	Sim	Sim	Sim
Doenças	Sim	Sim	Sim
Observações	1.877.402	1.877.402	1.877.402

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Desvios-padrão robustos a heterocedasticidade entre parênteses, com *bootstrap* de 1 mil replicações.

2. Significância: * p -valor < 0,10; ** p -valor < 0,05; e *** p -valor < 0,01.

Considerando-se os resultados da tabela 7, no caso das mulheres, observa-se que, além da divergência com os padrões socialmente estabelecidos de beleza, a obesidade punida em termos de salário pode ser explicada pela redução do estoque de saúde resultante do excesso de peso, expresso pela ocorrência de doenças crônicas (diabetes e hipertensão, doença renal), câncer e doenças cardiovasculares, além de problemas de mobilidade, o que afeta a decisão de participação no mercado de trabalho e a produtividade.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O estudo investiga a relação entre peso e salário considerando efeitos heterogêneos da obesidade sobre a renda do trabalho entre os gêneros. Contribui para a literatura ao investigar a relação peso/salário no contexto de um país em desenvolvimento, com crescente incidência do excesso de peso na população. São apresentadas novas evidências empíricas a partir de abordagem semiparamétrica e mais adequada para acomodar diferentes padrões na relação investigada, ao longo de diferentes pontos da distribuição de salário, utilizando-se dados da PNS 2013, o que permite o emprego de medidas antropométricas alternativas.

Para se tratar a endogeneidade entre as variáveis de interesse, seguindo recomendações da literatura, usou-se o IMC, calculado com o peso dos indivíduos aos 20 anos como VI. As estratégias alternativas de identificação, RQ e efeito de tratamento sobre o tratado, bem como os diferentes marcadores de peso, visavam verificar a sensibilidade dos coeficientes, atribuindo maior robustez às estimativas apresentadas.

Enquanto valores mais altos do IMC e da pressão arterial estão associados a acréscimos do rendimento entre os homens, entre as mulheres, o excesso de peso é punido em termos de menor salário. Os resultados fornecem evidências que

sinalizam o papel relevante da aparência como um ativo para explicar diferenciais de rendimento. Enquanto um maior IMC para os homens refletiria poder e autoridade, a magreza consistiria no padrão de beleza socialmente desejável para as mulheres, e aquelas que divergem desse perfil sofreriam penalizações. No caso das mulheres, tomando a pressão arterial como marcador de peso, as perdas de salário também podem ser explicadas por perdas do estoque de saúde, que implicam redução da produtividade e da participação na força de trabalho.

Os resultados indicam que o impacto do excesso de peso sobre o salário pode se dar por canais não convencionais – no caso, a aparência física –, indo além dos custos de saúde. Nesse ponto, as perdas econômicas associadas à condição podem ser mais significativas e abrangentes do que as pensadas inicialmente.

Espera-se que os achados do estudo possam contribuir para guiar a tomada de decisão dos formuladores de políticas públicas baseadas em evidências, a fim de que haja aumento da efetividade dos serviços de atenção à saúde e aprimoramento das ações para a redução da obesidade no país.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, A. T. C. de. Determinantes dos piores e melhores resultados educacionais dos alunos da rede pública de ensino fundamental no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, n. 42, p. 147-187, 2014.
- ALMEIDA, S. R. P. de. **Políticas públicas para o acesso aos medicamentos no Brasil: o caso da Farmácia Popular**. 2015. 219 f. Tese (Doutorado) – Pontifícia Universidade Católica de São Paulo, 2015.
- ALVES, L. F.; ANDRADE, M. V. Impactos do estado de saúde sobre os rendimentos individuais no Brasil e em Minas Gerais. *In*: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 10., 2002, Diamantina, Minas Gerais. **Anais...** Diamantina: Cedeplar/UFMG, 2002.
- ATELLA, V.; PACE, N.; VURI, D. Are employers discriminating with respect to weight? European evidence using quantile regression. **Economics and Human Biology**, v. 6, n. 3, p. 305-329, 2008.
- BAHIA, L. R.; ARAÚJO, D. V. Impacto econômico da obesidade no Brasil. **Revista HUPE**, v. 31, n. 1, p. 13-17, 2014.
- BARBOZA, I. O. **Dois ensaios sobre a obesidade feminina no Brasil**. 2013. 75 f. Dissertação (Mestrado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, 2013.
- BATISTA FILHO, M.; RISSIN, A. A transição nutricional no Brasil: tendências regionais e temporais. **Caderno de Saúde Pública**, v. 19, p. 181-191, 2003.

- BAUM II, C. L.; FORD, W. F. The wage effects of obesity: a longitudinal study. **Health Economics**, v. 13, n. 9, p. 885-899, set. 2004.
- BURKHAUSER, R. V.; CAWLEY, J. Beyond BMI: the value of more accurate measures of fatness and obesity in social science research. **Journal of Health Economics**, v. 27, n. 2, p. 519-529, 2008.
- CALIENDO, M.; GEHRSTITZ, M. Obesity and the labor market: a fresh look at the weight penalty. **Economics & Human Biology**, v. 23, p. 209-225, 2016.
- CARRILLO, B. *et al.* New evidence of the effect of body weight on labor market outcomes in a developing country. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília, v. 47, n. 2, p. 177-196, 2017.
- CAWLEY, J. **Body weight and women's labor market outcomes**. NBER, 2000. (Working Paper, n. 7841).
- CAWLEY, J. The impact of obesity on wages. **Journal of Human Resources**, v. 39, n. 2, p. 451-474, 2004.
- CHOU, S. Y.; GROSSMAN, M.; SAFFER, H. An economic analysis of adult obesity: results from the behavioral risk factor surveillance system. **Journal of Health Economics**, v. 23, n. 3, p. 565-587, 2004.
- CONDE, W. L.; BORGES, C. O risco de incidência e persistência da obesidade entre adultos brasileiros segundo seu estado nutricional ao final da adolescência. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v. 14, p. 71-79, 2011.
- CONLEY, D.; GLAUBER, R. Gender, body mass, and socioeconomic status: new evidence from the PSID. *In*: BOLIN, K.; CAWLEY, J. (Ed.). **The economics of obesity**. Emerald Group Publishing Limited, 2006. p. 253-275.
- CONUS, F.; RABASA-LHORET, R.; PERONNET, F. Characteristics of metabolically obese normal-weight (MONW) subjects. **Applied Physiology, Nutrition, and Metabolism**, v. 32, n. 1, p. 4-12, 2007.
- CORREIA, L. L. *et al.* Prevalência e determinantes de obesidade e sobrepeso em mulheres em idade reprodutiva residentes na região semiárida do Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 16, n. 1, p. 133-145, 2011.
- FAO ALERTA para obesidade na América Latina e Caribe. **Nações Unidas Brasil**, Brasília, 7 mar. 2018. Disponível em: <https://brasil.un.org/pt-br/79343-fao-aler-ta-para-obesidade-na-america-latina-e-caribe>. Acesso em: 24 set. 2022.
- FERREIRA, V. A.; MAGALHÃES, R. Obesidade no Brasil: tendências atuais. **Revista Portuguesa de Saúde Pública**, v. 24, n. 2, p. 71-81, 2006.

FIGUEIREDO, E.; RENATO, L.; SCHAUR, G. The effect of the euro on the bilateral trade distribution. **Empirical Economics**, v. 50, n. 1, p. 17-29, 2016.

GIGANTE, D. P.; MOURA, E. C. de; SARDINHA, L. M. V. Prevalência de excesso de peso e obesidade e fatores associados, Brasil, 2006. **Revista de Saúde Pública**, v. 43, n. 2, p. 83-89, 2009.

GIGANTE, D. P. *et al.* Variação temporal na prevalência do excesso de peso e obesidade em adultos: Brasil, 2006 a 2009. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v. 14, n. 1, p. 157-165, 2011.

GROSSMAN, M. On the concept of health capital and the demand for health. **Chicago Journals**, v. 80, n. 2, p. 223-255, 1972.

HAN, E.; NORTON, E. C.; POWELL, L. M. Direct and indirect effects of body weight on adult wages. **Economics and Human Biology**, v. 9, n. 4, p. 381-392, 2011.

JANSSEN, I.; KATZMARZYK, P. T.; ROSS, R. Waist circumference and not body mass index explains obesity-related health risk. **The American Journal of Clinical Nutrition**, v. 79, n. 3, p. 379-384, 2004.

JOHANSSON, E. *et al.* Economics and human biology obesity and labour market success in Finland: the difference between having a high BMI and being fat. **Economics and Human Biology**, v. 7, n. 1, p. 36-45, 2009.

JOHAR, M.; KATAYAMA, H. Quantile regression analysis of body mass and wages. **Health Economics**, v. 21, n. 5, p. 597-611, 2012.

KOENKER, R.; BASSETT JUNIOR, G. Regression quantiles. **Econometrica**, v. 46, n. 1, p. 33-50, 1978.

LIMA, C. T. de; RAMOS-OLIVEIRA, D.; BARBOSA, C. Aspectos sociocognitivos da obesidade: estereótipos do excesso de peso. **Psicologia, Saúde & Doenças**, v. 18, n. 3, p. 681-698, 2017.

LOPES, H. F. Genética e hipertensão arterial. **Revista Brasileira de Hipertensão**, Rio de Janeiro, v. 21, n. 2, p. 87-91, 2014.

MALACHIAS, M. *et al.* 7ª diretriz brasileira de hipertensão arterial. **Arquivos Brasileiros de Cardiologia**, v. 107, n. 3, p. 1-103, 2016.

MALTA, D. C. *et al.* Estilos de vida da população brasileira: Resultados da Pesquisa Nacional de Saúde, 2013. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, v. 24, n. 2, p. 217-226, 2015.

- MALTA, D. C. *et al.* Tendência temporal dos indicadores de excesso de peso em adultos nas capitais brasileiras, 2006-2013. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 21, n. 4, p. 1061-1069, 2016.
- MAZZOCCANTE, R. P.; MORAES, F. V. N. D.; CAMPBELL, C. S. G. Gastos públicos diretos com a obesidade e doenças associadas no Brasil. **Revista de Ciências Médicas**, v. 21, n. 6, p. 25-34, 2012.
- PINKSTON, J. C. The dynamic effects of obesity on the wages of young workers. **Economics and Human Biology**, v. 27, p. 154-166, 2017.
- PINTO, C. C. de X. Pareamento. *In*: FILHO, N. A. M.; PINTO, C. C. de X. (Org.). **Avaliação econômica de projetos sociais**. 3. ed. São Paulo: Fundação Itaú Social, 2017. p. 111-144.
- PRIMEAU, V. *et al.* Characterizing the profile of obese patients who are metabolically healthy. **International Journal of Obesity, Nature Publishing Group**, v. 35, n. 7, p. 971-981, 2011.
- PUHL, R.; BROWNELL, K. D. Bias, discrimination, and obesity. **Obesity Research**, v. 9, n. 12, p. 788-805, 2001.
- SANTOS-PINTO, C. D. B. *et al.* Medicine prices and availability in the Brazilian Popular Pharmacy Program. **Revista de Saúde Pública**, v. 44, n. 4, p. 611-619, 2010.
- SILVA, J. S.; TENREYRO, S. The log of gravity. **The Review of Economics and Statistics**, v. 88, n. 4, p. 641-658, 2006.
- SLADE, P. Body mass and wages: new evidence from quantile estimation. **Economics and Human Biology**, v. 27, p. 223-240, 2017.
- SOUZA-JÚNIOR, P. R. B. de. *et al.* Desenho da amostra da Pesquisa Nacional de Saúde 2013. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, v. 24, n. 2, p. 207-216, 2015.
- SZWARCWALD, C. L. *et al.* Pesquisa Nacional de Saúde no Brasil: concepção e metodologia de aplicação. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 19, n. 2, p. 333-342, 2014.
- TAVEIRA, L. F.; PIERIN, A. M. G. O nível socioeconômico pode influenciar as características de um grupo de hipertensos? **Revista Latino-Americana de Enfermagem**, v. 15, n. 5, 2007.
- TEIXEIRA, A. D.; DIAZ, M. D. M. Obesidade e o sucesso no mercado de trabalho utilizando a POF 2008-2009. **Revista Gestão & Políticas Públicas**, v. 1, n. 2, p. 188-209, 2011.
- TEIXEIRA, A. D.; DIAZ, M. D. M. **Evidências brasileiras sobre o impacto da obesidade no salário**. FEA/USP, 2015. (Working Paper, n. 2015-32).

YACH, D.; STUCKLER, D.; BROWNELL, K. D. Epidemiologic and economic consequences of the global epidemics of obesity and diabetes. **Nature Medicine**, v. 12, n. 1, p. 62-66, 2006.

Originais submetidos em: maio 2020.

Última versão recebida em: nov. 2022.

Aprovada em: nov. 2022.

