Consumo de alimentos ultraprocessados e pressão arterial no primeiro trimestre em gestantes com sobrepeso: análise transversal de um ensaio clínico randomizado

Aline de Souza Costa [1]
https://orcid.org/0009-0005-2636-953X

Maria Carolina de Lima [2]
https://orcid.org/0000-0001-5915-7756

Luana Maria Duarte Pinto [3]
https://orcid.org/0000-0001-5804-0783

Priscila Oliveira Barbosa [4]
https://orcid.org/0000-0001-5270-6345

Daniela Saes Sartorelli [5]
https://orcid.org/0000-0003-2028-3274

[1] Programa de Pós-Graduação em Ginecologia e Obstetrícia. Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto. Universidade de São Paulo. Ribeirão Preto, SP, Brasil.
[2] Programa de Pós-Graduação em Saúde Pública. Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto. Universidade de São Paulo. Ribeirão Preto, SP, Brasil.
[3] Programa de Pós-Graduação em Nutrição e Metabolismo. Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto. Universidade de São Paulo. Ribeirão Preto, SP, Brasil.
[4] Departamento de Ginecologia e Obstetrícia. Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto. Universidade de São Paulo. Ribeirão Preto, SP, Brasil.
[5] Departamento de Medicina Social. Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto. Universidade de São Paulo. Av. Bandeirantes, 3900. Monte Alegre. Ribeirão Preto, SP, Brasil. CEP: 14.049-900. Email: daniss@fmrp.usp.br

Resumo

Objetivos: investigar a associação entre o consumo de alimentos ultraprocessados (AUP) e a pressão arterial (PA) de gestantes com sobrepeso.

Métodos: análise secundária da linha de base de um ensaio clínico controlado aleatorizado com 311 gestantes com sobrepeso. A PA foi obtida pela média de três aferições com monitor automático. O consumo alimentar foi estimado por dois recordatórios de 24h, e os alimentos foram classificados segundo o grau de processamento (NOVA), com identificação de AUP baseada na lista de ingredientes e preparações caseiras. A associação entre o percentual energético (%E) de AUP e a PA foi avaliada por regressão linear, com ajuste para fatores de confusão definidos por directed acyclic graph (DAG).

Resultados: gestantes mais jovens, solteiras, nulíparas e ex-fumantes apresentaram maior %E de AUP. Os subgrupos que mais contribuíram para a energia proveniente de AUP foram bebidas açucaradas (16,53%), carnes processadas (14,48%) e bolachas e biscoitos (10,95%). Não foi observada associação entre o %E de AUP e a pressão arterial sistólica (PAS) (β=0,04; IC95%= -0,085; 0,167; p=0,52) ou diastólica (PAD) (β=0,05; IC95%= -0,045; 0,153; p=0,28), após ajustes para fatores de confusão.

Conclusão: não foi observada associação entre o %E de AUP e a PA no início da gestação em mulheres com sobrepeso.

Palavras-chave *Alimentos ultraprocessados, Gestantes, Sobrepeso, Pressão arterial*

Este é um artigo publicado em acesso aberto (*Open Access*) sob a licença *Creative Commons* Attribution, que permite uso, distribuição e reprodução em qualquer meio, sem restrições, desde que o trabalho original seja corretamente citado.

https://doi.org/10.1590/1806-9304202620250424

Introdução

No Brasil, cerca de 55,2% das mulheres em idade reprodutiva apresentam excesso de peso.[1] O excesso de peso pré-gestacional está associado ao maior risco de elevação da pressão arterial (PA) e a desfechos maternos e fetais adversos.[2] Os mecanismos envolvidos nessa associação incluem alterações no estado metabólico das gestantes, como resistência à insulina, alteração do perfil lipídico, aumento de citocinas pró-inflamatórias e fatores antiangiogênicos, que podem favorecer a disfunção endotelial e a isquemia placentária, condições clássicas associadas aos distúrbios hipertensivos da gestação.[3]

Além do excesso de peso, a dieta inadequada é outro fator de risco para elevação da PA em gestantes. De acordo com a classificação NOVA, os alimentos ultraprocessados (AUP), como refrigerantes e salgadinhos de pacote, são formulações industriais elaboradas principalmente a partir de substâncias derivadas de alimentos, além de aditivos, como conservantes e aromatizantes.[4] Os AUP estão associados a perfis de nutrientes dietéticos como açúcar simples, gordura saturada e sódio relacionados ao maior risco de sobrepeso, obesidade e elevação da PA. Além disso, à medida que o percentual energético (%E) de consumo de AUP aumenta, observa-se menor ingestão de nutrientes protetores, como potássio e fibras.[4]

Nos últimos anos, observa-se um consumo excessivo de AUP por diferentes grupos populacionais, incluindo gestantes. Neste grupo, o alto %E proveniente de AUP parece estar associado à pior qualidade da dieta materna.[5-8] Um estudo com 229 gestantes brasileiras demonstrou que gestantes com maior consumo de AUP também ingeriram mais calorias, gordura trans e sódio.[9] Outro estudo com 206 gestantes israelenses relacionou maior consumo de AUP à ingestão reduzida de potássio.[10] Como o novo Guia Alimentar para a População Brasileira recomenda que se evite o consumo de AUP, entende-se que o consumo deveria ser desencorajado, principalmente em fases críticas do ciclo de vida, como a gestação.[11]

Portanto, considerando que o excesso de peso e a dieta inadequada são fatores de risco para elevação da PA, e que a adequação da PA é imprescindível para reduzir desfechos maternos e fetais adversos, o presente estudo teve como objetivo investigar a associação entre o %E de consumo usual de AUP e a PA de gestantes com sobrepeso no primeiro trimestre de gestação. Nossa hipótese é que o consumo excessivo de AUP está associado a um aumento da PA em gestantes com sobrepeso.

Métodos

O presente estudo empregou os dados da linha de base do ensaio clínico aleatorizado controlado intitulado *"*Estudo de intervenção nutricional em gestantes com sobrepeso atendidas em Unidades Básicas de Saúde: um ensaio clínico aleatorizado controlado*"*, conduzido entre 2018 e 2021. O objetivo do ensaio clínico foi avaliar a efetividade de uma intervenção nutricional baseada no incentivo ao consumo de alimentos *in natura* e minimamente processados, em detrimento dos AUP, juntamente com a prática regular de atividade física, na prevenção do ganho de peso excessivo em gestantes com sobrepeso, em acompanhamento de pré-natal em Unidades Básicas de Saúde (UBS) do Sistema Público de Saúde de Ribeirão Preto, São Paulo, Brasil.[12,13]

As gestantes foram recrutadas em sete Unidades de Saúde do município de Ribeirão Preto/SP: Waldemar Barnsley Pessoa (Parque Ribeirão), Dr. Marco Antônio Sahão (Vila Virgínia), Dr. Sérgio Botelho da Costa Moraes (Jardim Presidente Dutra), Adalberto Teixeira Andrade (Vila Recreio), Carlos Chagas (Vila Abranches), Rubens Issa Halak (Jardim Juliana) e Dr. Ítalo Baruffi (Castelo Branco Novo).

As gestantes com idade ≥ 18 anos, idade gestacional (IG) de até 15 semanas e seis dias e com índice de massa corporal (IMC) pré-gestacional entre 25 kg/m² e 29,9 kg/m² foram consideradas elegíveis. Foram excluídas gestantes com diabetes *mellitus* prévio ou que estavam em uso de hipoglicemiantes orais, insulina e/ ou em uso de medicamentos para perda de peso. No presente estudo, foram excluídas também as mulheres com hipertensão arterial prévia e/ ou em uso de medicamentos anti-hipertensivos e/ ou que apresentavam PA superior a 140/ 90 mmHg na primeira consulta de pré-natal.

A execução do ensaio clínico foi aprovada pelo Comitê de Ética em Pesquisa do Centro de Saúde Escola da Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (69997717.6.0000.5414 e 97288818.0.0000.5414). A presente análise também foi submetida e aprovada pelo mesmo Comitê de Ética em Pesquisa (72848123.0.0000.5414).

O Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE) foi assinado por todas as gestantes que concordaram em participar do estudo. O ensaio clínico foi registrado na plataforma Registro Brasileiro de Ensaios Clínicos (REBEC) sob os seguintes protocolos RBR-2w9bhc 30 de Julho de 2018 e RBR-7yx36h 4 de Junho de 2019.

O tamanho amostral do ensaio clínico foi calculado com base na adequação do ganho de peso gestacional, desfecho primário do ensaio clínico. Primeiramente, foi considerado um nível mínimo de significância de 5% (α=0,05), um poder de 90% (β=0,1), e uma perda de seguimento de 20%, totalizando um cálculo amostral de 300 gestantes. Em decorrência da pandemia do COVID-19 a proporção de perdas do estudo foi de 40%, maior do que o esperado, e a amostra precisou ser recalculada, sendo definido um tamanho amostral de 350 gestantes.[12,13]

No presente estudo, foi adotada uma estratégia de amostragem não probabilística por conveniência, incluindo gestantes com dados completos na primeira avaliação do ensaio clínico e que atenderam aos critérios de elegibilidade. Das 350 mulheres randomizadas, 335 completaram a avaliação basal. Dentre estas, 12 foram excluídas por apresentarem diagnóstico de hipertensão pré-gestacional e 12 por ausência de dados de consumo alimentar, resultando em 311 participantes elegíveis, incluídas nas análises descritivas. Das 311 gestantes avaliadas, 20 não apresentavam dados de pressão arterial sistólica (PAS) e/ou diastólica (PAD). Portanto, para as análises de regressão, foram consideradas apenas aquelas com dados completos, totalizando uma amostra final de 291 participantes (Figura Suplementar 1).

Os seguintes dados foram obtidos por meio de um questionário estruturado: idade, autorrelato da cor da pele, estado civil, escolaridade da gestante e do chefe da família, frequência de consumo de bebidas alcoólicas, uso de suplementos e/ ou medicamentos, tabagismo, paridade, exercício de atividade remunerada e posse de bens de consumo. O Critério de Classificação Econômica Brasil (CCEB) de 2019 foi empregado para a determinação do estrato socioeconômico em uma escala entre A (maior estrato socioeconômico) e E (menor estrato socioeconômico) com base na posse de itens, escolaridade do chefe da família e moradia com água encanada e em rua pavimentada.[14]

No momento da coleta de dados, foram aferidos peso (kg) e estatura (m) por meio de balança digital (Tanita, HS302) e estadiômetro portátil (Sanny, ES2040), respectivamente. O IMC pré-gestacional foi determinado pela seguinte equação: peso pré-gestacional (kg) / estatura (m^2).

Os dados de PAS e PAD foram obtidos com monitor digital automático de PA de braço (OMRON®, modelo HBP 1100, Omron Health Care Inc.), com base na média de três valores durante a primeira avaliação (até a 15ª semana gestacional e seis dias). Os valores de PA foram aferidos de forma não consecutiva ao longo da aplicação do questionário socioeconômico. As gestantes permaneceram em repouso por, no mínimo, 5 minutos antes da primeira aferição da PA, a qual foi feita com a participante sentada e braço apoiado em uma mesa. As medidas seguintes foram realizadas com intervalo de aproximadamente 15 minutos. O monitor foi utilizado no braço direito ou esquerdo, com braçadeira adequada ao perímetro braquial. As aferições foram realizadas nas UBS durante consultas de pré-natal, não sendo possível padronizar fatores como temperatura ambiente, ruído e consumo prévio de cafeína.

Os dados de consumo alimentar foram obtidos por meio da aplicação de dois inquéritos recordatórios de 24 horas (IR24h), em dias não consecutivos, até a 15ª semana gestacional e 6 dias, por nutricionistas treinadas. Foi empregado o método de "passagens múltiplas" em sete etapas. A primeira etapa consiste em um relato rápido e ininterrupto do entrevistado, anotando-se todos os alimentos e bebidas consumidos no dia anterior. Nas etapas dois, três e quatro é solicitado que o entrevistado detalhe os alimentos e bebidas, informando a quantidade consumida (em medidas caseiras); o tipo de alimento (exemplo: integral ou desnatado); se foi adoçado com açúcar ou adoçante; se foi preparado de forma caseira ou pela indústria.[4] Por fim, nas etapas cinco, seis e sete, o entrevistado é questionado sobre o horário; nome (exemplo: café da manhã, jantar) e local onde a refeição foi consumida. Ao final, o entrevistador revisa os alimentos e bebidas reportados, a fim de garantir o relato de alimentos ou bebidas possivelmente esquecidos e/ou omitidos pelo participante.[15,16]

Os alimentos consumidos pelas gestantes foram classificados conforme o grau de processamento em: *in natura* ou minimamente processados, processados, ingrediente culinário e AUP, com base na análise da lista de ingredientes para alimentos industrializados e na composição das receitas para preparações caseiras.[4] Apenas os AUP foram selecionados e posteriormente classificados em dezesseis subgrupos: balas e doces, batata frita, bebidas açucaradas, bolachas e biscoitos, carnes processadas, cereais e mistura de cereais, iogurtes e bebidas lácteas, margarina, pães e torradas, pó para dissolver em água e leite, pratos prontos para consumo, queijos, salgadinhos de pacote, salgados, sanduíches e temperos, molhos e patês.[17]

A estimativa da ingestão energética (kcal) da dieta foi realizada por meio do software *Nutrition Data System for Research* (NDSR), desenvolvido pela Universidade de Minnesota nos Estados Unidos. A estimativa de ingestão usual de ultraprocessados da dieta foi realizada em três etapas por meio de um programa de técnica de modelagem estatística, desenvolvido pelo *European Prospective Investigation Into Cancer and Nutrition* (EPIC), o *Multiple Source Method* (MSM), a partir de dois IR24h.[18] Na primeira etapa é estimada a probabilidade de ingestão de um alimento ou de um nutriente em um dia aleatório; na segunda etapa é estimada a ingestão usual nos dias de consumo e, por último, na terceira etapa, é realizado um cálculo no qual o produto da probabilidade de ingestão de um dia aleatório (primeira etapa) pela ingestão usual de um dia de consumo (segunda etapa) resultará na ingestão atual do indivíduo.[19]

O Goldberg *cut-off* (razão EI/TMB) foi aplicado para identificação de sub-relato energético, adotando-se o ponto de corte de EI/TMB ≤1,20, conforme estudos prévios com gestantes.[20] A taxa metabólica basal (TMB) foi estimada utilizando equações da FAO/WHO/UNU: 14,7 × peso (kg) + 496 para mulheres com <30 anos e 8,7 × peso (kg) + 829

para aquelas com ≥30 anos.[21] Foram conduzidas análises de sensibilidade comparando os resultados da amostra total com aqueles da amostra após exclusão das sub-relatoras, a fim de avaliar a robustez das associações observadas.

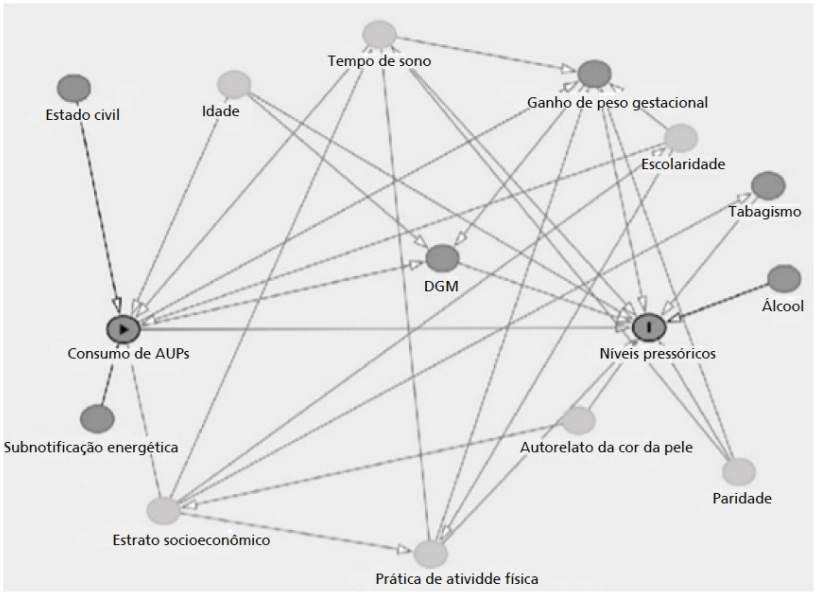
A proporção de dados faltantes foi baixa, com perda global de 6,4% na amostra analítica e valores reduzidos para a maioria das variáveis (<2%), sendo mais elevada apenas para estrato socioeconômico (11,3%). Diante da baixa perda global, optou-se pela análise de casos completos.

As variáveis contínuas foram apresentadas em mediana (P25;P75) e as variáveis categóricas em frequência absoluta e relativa n (%). A análise principal foi conduzida com percentual de consumo de AUP como variável contínua. Para fins descritivos e com o objetivo de facilitar a categorização da amostra, a variável foi adicionalmente categorizada com base na mediana da amostra (<25% e ≥25% do VET). O teste de Mann-Whitney foi utilizado para comparar as características das gestantes segundo o consumo de AUP.

Os modelos de regressão linear simples e múltipla foram empregados para investigar a associação entre o consumo usual de AUP e PA das gestantes. PAS e PAD foram tratados como desfechos co-primários conceitualmente integrados, refletindo componentes do mesmo construto cardiovascular. Para controle de multiplicidade, foi adotado o método de Bonferroni. Os pressupostos da regressão foram verificados por meio do gráfico Q-Q *plot* para normalidade dos resíduos, do gráfico de resíduos *versus* valores preditos para homocedasticidade e linearidade, e da distância de Cook para identificação de pontos influentes. Adotando-se o critério de Cook's D>1,0, nenhuma observação foi classificada como influente. Adicionalmente, a normalidade dos resíduos foi avaliada pelo teste de Shapiro-Wilk e a homocedasticidade pelo White's Test. Os modelos ajustados apresentaram resíduos com distribuição normal (W≥0,989; p≥0,066) e homocedasticidade mantida em todos os modelos (p≥0,281). O modelo bruto para PAD apresentou leve desvio de normalidade (W=0,985; p=0,005); contudo, dado o tamanho amostral (n=291) e a manutenção da homocedasticidade, os estimadores de mínimos quadrados ordinários permanecem válidos. Os resultados detalhados dos testes performados encontram-se na Tabela Suplementar 1. Foi elaborado um *directed acyclic graph* (DAG) para eleger as variáveis de ajuste mínimo (escolaridade, estrato socioeconômico, idade e tempo de sono) e ampliado (escolaridade, estrato socioeconômico, idade, tempo de sono, autorrelato da cor da pele, paridade, prática de atividade física e tabagismo) dos modelos (Figura 1).[22] DMG e ganho de peso gestacional foram representados no DAG como mediadores potenciais da associação entre consumo de AUP e PA, e por essa razão não foram incluídos como variáveis de ajuste, em conformidade com o princípio de não condicionamento em mediadores quando o interesse é o efeito total da exposição. O nível de significância adotado foi de 5% (p<0,05). Os dados foram organizados em planilhas do Microsoft Excel®. As análises estatísticas descritivas e inferenciais foram realizadas no IBM SPSS Statistics, versão 27.0 (IBM Corp., Armonk, NY, EUA), e análises complementares/modelagens específicas foram conduzidas no SAS, versão 9.4 (SAS Institute Inc., Cary, NC, EUA).

Figura 1

Modelo teórico de associação entre consumo de alimentos ultraprocessados (AUP) e níveis pressóricos com base em um *directed acyclic graph* (DAG).



Círculo com seta: variável de exposição; Círculo com I: variável de desfecho; Tempo de sono, Paridade, Idade, Escolaridade, Estrato socioeconômico, Autorrelato da cor da pele e Prática de atividade física: variáveis ancestrais da exposição e do desfecho; Álcool e Tabagismo: variáveis ancestrais ao desfecho; Estado civil e Subnotificação energética: variáveis ancestrais da exposição; Diabetes *mellitus* gestacional (DMG) e Ganho de peso gestacional foram considerados potenciais mediadores da associação entre consumo de AUP e níveis pressóricos.

Resultados

A Tabela 1 apresenta as características sociodemográficas de todas as gestantes incluídas no estudo, segundo a mediana de consumo de AUP (25% do VET). As gestantes com menor consumo de AUP apresentaram maiores valores medianos de idade, em comparação com as gestantes do grupo de maior consumo de AUP (p=0,004). A maior parte das gestantes no grupo com menor consumo de AUP era casada ou morava com o parceiro 128 (81,5%) *versus* 105 (68,2%) no grupo com alto consumo de AUP (p=0,029). Encontramos mais gestantes nulíparas no grupo com alto consumo de AUP em comparação com o grupo com baixo consumo de AUP (43,5% *vs* 29,3%, respectivamente; p=0,009). No grupo com maior consumo de AUP, uma maior quantidade de participantes eram ex-fumantes 26 (16,9%), em comparação ao grupo com menor consumo de AUP no qual uma menor quantidade delas eram ex-fumantes 12 (7,6%) (p=0,009).

Os subgrupos que mais contribuíram para a energia proveniente de AUP foram bebidas açucaradas (16,53%), carnes processadas (14,48%) e bolachas e biscoitos (10,95%), respectivamente (Figura 2). Não foi possível determinar a média de consumo usual para três subgrupos de AUP: sanduíches, salgados e salgadinhos de pacote, porque estes subgrupos apresentaram um consumo baixo, inviabilizando a estimativa pelo programa MSM.

Não foi observada associação entre o consumo usual de AUP e a PAS e a PAD em nenhum dos modelos analisados (Tabela 2). Na análise de regressão linear simples tanto a variável contínua (%E de AUP) quanto a categorizada (<25 e ≥25% do VET) não se associaram com PAS ou PAD. Essa ausência de associação permaneceu

Tabela 1

Caracterização da amostra de acordo com o percentual energético proveniente de alimentos ultraprocessados. Ribeirão Preto, SP, Brasil (n=311).

Características maternas	Total (n =311)	% E de consumo de AUP		p[a]
		< 25% VET (n=157)	25% VET (n=154)	
		P50 (P25; P75)		
Idade materna (anos)[b]	27 (23-32)	28 (23,5-33)	26 (22-30)	0,004
IG na randomização (semanas)[b]	11 (9-13)	11 (9-12)	11 (9-13)	0,428
IMC (kg/m^2) [b]	27,13 (26,05-28,28)	27,12 (26,04-28,27)	27,15 (26,12-28,29)	0,860
Sono (horas)	9 (7-10)	8 (7-10)	9 (8-11)	0,302
Atividade física (minutos)	60 (0-180)	70 (0-200)	60 (0-140)	0,165
		n (%)		
Casada/mora com o parceiro	233 (74,9)	128 (81,5)	105 (68,2)	0,029
Autorrelato da cor da pele[c]				
Branca	93 (30,5)	51 (32,91)	42 (28)	
Preta	48 (15,73)	24 (15,48)	24 (16)	0,710
Parda	164 (53,77)	80 (51,61)	84 (56)	
Escolaridade, anos[d]				
≤ 8	70 (22,6)	34 (21,8)	36 (23,4)	
9-11	200 (64,5)	99 (63,5)	101 (65,6)	0,974
≥ 12	40 (12,9)	23 (14,7)	17 (11)	
Estrato socioeconômico[e]				
A+B	59 (21,4)	33 (24,1)	26 (18,7)	
C	172 (62,3)	78 (56,93)	94 (67,63)	0,183
D+E	45 (16,3)	26 (18,97)	19 (13,67)	
Trabalho remunerado	183 (58,84)	94 (59,9)	89 (57,8)	0,709
Nulípara	113 (36,3)	46 (29,3)	67 (43,5)	0,009
Hábito de fumar [f]				
Nunca fumou	221 (71,1)	120 (76,4)	101 (65,6)	
Fuma atualmente	52 (16,7)	25 (16)	27 (17,5)	0,032
Ex-fumante	38 (12,2)	12 (7,6)	26 (16,9)	

%E= Percentual energético; VET= Valor energético total; IG= Idade gestacional; IMC= Índice de massa corporal.
[a]De acordo com o teste de Mann-Whitney para variáveis contínuas ou teste Qui-quadrado de Independência para variáveis categóricas.
[b] Dados apresentados como mediana e intervalo interquartil
[c]A cor da pele autorreferida é utilizada como *proxi* de etnia no Brasil. Apenas cinco mulheres relataram ser amarelas e uma recusou-se a responder, sendo que estas não foram incluídas na análise.
Dados disponíveis para 305 mulheres.
[d]Dados disponíveis para 310 mulheres.
[e]Com base nos Critérios de Classificação Econômica Brasileiros, que categorizam a situação socioeconômica da classe A (nível mais alto) para a classe E (nível mais baixo).
Dados disponíveis para 276 mulheres.
[f]Estatisticamente diferente entre as categorias "Nunca fumou" e "Ex-fumante" conforme análises pós-hoc com ajuste Bonferroni (p=0,009).

mesmo após ajuste mínimo (horas de sono, escolaridade, estrato socioeconômico e idade) e máximo (horas de sono, escolaridade, estrato socioeconômico, idade, cor da pele, paridade, tempo total de atividade física e tabagismo). Mesmo sob ajuste para multiplicidade pelo método de Bonferroni (αajustado=0,025), nenhuma das associações atingiria significância estatística reforçando a robustez do achado nulo. As análises de sensibilidade com exclusão das sub-relatoras ampliaram os intervalos de confiança (IC95%), sem alterar a direção qualitativa do achado (Tabela Suplementar 2). Entre as 291 gestantes incluídas na análise, 145 foram classificadas como sub-relatoras, correspondendo a uma prevalência de 49,82%. Após a exclusão dessas participantes, a análise de sensibilidade foi conduzida com 166 gestantes não sub-relatoras. A elevada prevalência de sub-relato observada é consistente com a literatura sobre gestantes com sobrepeso.[20]

Além disso, o cálculo de coeficiente de relação intraclasse (ICC) para PAS (0,0087) e para PAD (0,0084) resultou em valores <0,01 indicando que o *cluster* por UBS é desprezível. Os modelos foram ainda reestimados com erros-padrão robusto clusterizados por UBS (Tabela Suplementar 3) confirmando que as estimativas e conclusões permanecem inalteradas.

Figura 2

Contribuição percentual dos subgrupos para a energia proveniente de alimentos ultraprocessados consumidos pelas gestantes da amostra. Ribeirão Preto, SP, Brasil (n=311).

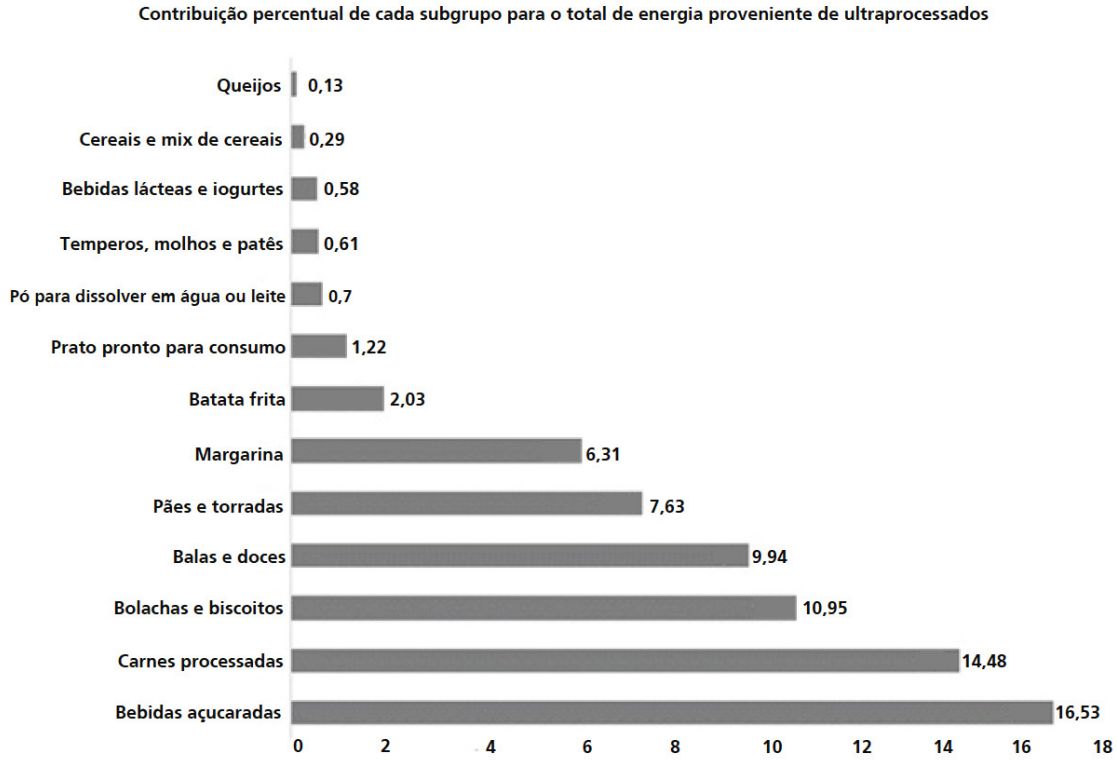


Tabela 2

Associação entre percentual energético de consumo de alimentos ultraprocessados e pressão arterial na gestação. Ribeirão Preto, SP, Brasil (n=291).

Variável	β (contínua)	IC95%	*p*	β (dicotômica)	IC95%	*p*
Bruto						
PAS (mmHg)	0,04	[-0,070; 0,159]	0,44	-0,19	[-2,409; 2,012]	0,86
PAD (mmHg)	0,03	[-0,065; 0,116]	0,57	-0,44	[-2,190; 1,302]	0,61
Modelo 1 [A]						
PAS (mmHg)	0,04	[-0,088; 0,164]	0,55	-0,02	[-2,642; 2,228]	0,86
PAD (mmHg)	0,05	[-0,045; 0,151]	0,29	0,08	[-1,828; 1,987]	0,93
Modelo 2 [B]						
PAS (mmHg)	0,04	[-0,085; 0,167]	0,52	-0,12	[-2,563; 2,321]	0,92
PAD (mmHg)	0,05	[-0,045; 0,153]	0,28	0,09	[-1,832; 2,017]	0,92

PAS= pressão arterial sistólica; PAD= pressão arterial diastólica; β= Coeficiente-β da regressão linear; IC=intervalo de confiança; *p*: valor significância estatística.
β (contínua): por 1% de aumento no %E de AUP;
β (dicotômica): ≥25% vs <25% do VET;
A Conjunto mínimo de variáveis definidas pelo DAG: horas de sono, escolaridade, estrato socioeconômico e idade;
B Conjunto máximo de variáveis definidas pelo DAG: horas de sono, escolaridade, estrato socioeconômico, idade, cor da pele, paridade, tempo total de atividade física e tabagismo.

Discussão

O presente estudo investigou a associação entre o %E de consumo usual de AUP e a PA de gestantes com sobrepeso no primeiro trimestre gestacional. Não foi observada associação significativa entre o consumo de AUP e a PAS ou PAD das participantes incluídas no estudo.

Um aspecto relevante a ser considerado é que as mulheres que compuseram a amostra deste estudo foram avaliadas até a 16ª semana gestacional. Sabe-se que no processo fisiológico da gestação, a PA reduz no primeiro e no segundo trimestre gestacional, em resposta às alterações hemodinâmicas e redução da resistência vascular sistêmica. No terceiro trimestre, os valores retornam aos níveis pré-gravídicos.[23] As gestantes incluídas em nosso estudo, apresentaram valores medianos de PAS (109,33 mmHg) e PAD (64 mmHg) condizentes com o processo esperado de alterações vasculares da gestação, o que poderia justificar a falta de associação entre os valores de PA e o consumo de AUP no momento da gestação avaliado.

Nossos achados estão de acordo com outros estudos da literatura que não encontraram associação entre padrões alimentares e PAS e/ou PAD no primeiro trimestre gestacional, incluindo padrões alimentares ricos em AUP. Eshriqui *et al.*[24] investigaram a associação entre padrões alimentares e PA em 191 gestantes brasileiras saudáveis e não encontraram associação entre o padrão alimentar intitulado processado (caracterizado pelo elevado consumo de carnes, doces e açúcar, massas, raízes e tubérculos*, fast food* e salgadinhos, salsichas e frios e refrigerantes) e os valores de PAS e/ou PAD no primeiro trimestre de gestação.

Estudos prévios observaram uma associação direta entre o consumo de AUP e hipertensão gestacional, mas não com valores absolutos de PAS e PAD. Um estudo de coorte avaliou a associação entre padrões alimentares e o desenvolvimento de síndromes hipertensivas da gestação. Neste estudo, o consumo alimentar foi avaliado durante o segundo trimestre, mesmo período a partir do qual pode ser feito o diagnóstico de hipertensão gestacional e pré-eclâmpsia. Os autores encontraram associação entre o padrão alimentar denominado ocidental (caracterizado pelo elevado consumo de batatas, embutidos, margarina e pão branco) e o desenvolvimento de hipertensão gestacional.[25] Dessa forma, o diagnóstico de hipertensão gestacional poderia ser um marcador melhor para ser analisado ao invés do valor absoluto de PA.

O presente estudo apresenta algumas limitações. As aferições de PA intercaladas com a aplicação de questionários e a impossibilidade de padronizar fatores ambientais pode introduzir variabilidade nos valores obtidos. Além disso, o cálculo amostral original foi realizado para o desfecho primário do ensaio clínico, não sendo dimensionado especificamente para esta análise secundária. Assim, a interpretação dos resultados deve considerar a precisão dos IC95%. Embora não tenha sido observada associação entre o consumo AUP e PA, os IC95% não permitem excluir completamente efeitos de pequena a moderada magnitude. Para a PAS, por exemplo, o limite superior do IC95% corresponde a aproximadamente 4,3 mmHg para uma diferença de 25 pontos percentuais no %E de AUP. Dessa forma, os achados não evidenciam associação, mas também não permitem descartá-la com firmeza para magnitudes potencialmente relevantes do ponto de vista clínico.[26]

Além disso, a exclusão de gestantes com diagnóstico prévio de hipertensão pode, em teoria, introduzir viés de seleção ao reduzir a variabilidade do desfecho (níveis pressóricos), com possível atenuação das associações. No presente estudo, no entanto, o número de gestantes excluídas por essa condição foi reduzido (n=12), o que sugere impacto limitado sobre a variabilidade global do desfecho e sobre as estimativas obtidas.

Como pontos fortes do estudo, destaca-se que a coleta dos recordatórios alimentares foi realizada por nutricionistas treinadas, seguindo protocolos estabelecidos, e os dados de PA foram obtidos diretamente pelo grupo de pesquisa, utilizando um monitor automático validado, o que pode contribuir para reduzir potenciais erros aleatórios decorrentes da variabilidade humana. Adicionalmente, foram adotadas estratégias metodológicas para minimizar vieses inerentes à avaliação do consumo alimentar e da PA, o que representa um diferencial relevante. Além disso, a classificação dos AUP, com base na análise da lista de ingredientes e na composição de preparações caseiras, permite uma identificação mais precisa desses alimentos, diferentemente de estudos que os incorporam em padrões alimentares mais amplos. Esse aspecto contribui para a robustez dos achados e sugere que a ausência de associação observada não se deve, provavelmente, a limitações na mensuração da exposição.

No presente estudo, não se observou associação entre o %E de consumo de AUP e a PA de mulheres com sobrepeso no primeiro trimestre gestacional. Estudos futuros deverão investigar se o %E de consumo de AUP interfere na PA ao longo da gestação e no desenvolvimento de síndromes hipertensivas da gestação.

Agradecimentos

Agradecemos o apoio financeiro à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP), processos n° 2017/15386-2; Fundação de Apoio ao Ensino, Pesquisa e Assistência do Hospital das Clínicas da Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo

(FAEPA FMRP-SP) – 1039/2018, 1114/2018, 61/2019, 62/2019 e 754/2021. ASC é apoiada pelo auxílio do Conselho Nacional de Pesquisa (CNPq) 141795/2025-5. MCL é apoiada pela FAPESP, processo n° 2021/06468-0. LMDP é apoiada pelo auxílio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), código de financiamento 001. POB é apoiada pela FAPESP, processo n° 2023/07589-1.

Contribuição dos autores

Costa AS: conceitualização (igual); análise formal (principal); investigação (principal); administração do projeto (principal); redação do manuscrito (principal).

Lima MC: conceitualização (igual); análise formal (igual); metodologia (igual); supervisão (igual); revisão e edição (igual).

Pinto, LMD: conceitualização (igual); análise formal (igual); metodologia (igual); supervisão (igual); revisão e edição (igual).

Barbosa PO: análise formal (suporte); investigação (suporte); revisão e edição (igual).

Sartorelli DS: metodologia (principal); supervisão (principal); revisão e edição (igual).

Todos os autores aprovaram a versão final do artigo e declaram não haver conflito de interesse.

Uso de inteligência artificial

As autoras declaram o uso de ferramenta de IA generativa Claude Sonnet versão 4.6 (Anthropic PBC, São Francisco, CA, EUA) disponível em Junho de 2026 com objetivo de revisão gramatical.

Disponibilidade de dados

Os dados individuais que sustentam os achados deste estudo estão disponíveis mediante solicitação razoável ao autor correspondente, respeitando as restrições éticas relacionadas à confidencialidade dos participantes e às diretrizes do comitê de ética em pesquisa.

Referências

1. Lyrio AO, Souza ES, Conceição SDS, Batista JE, Brito SM, Gomes Filho IS, et al. Prevalence of overweight and obesity and associated factors among women of childbearing age in Brazil. Public Health Nutr. 2021 Nov; 24 (16): 5481-90. doi: 10.1017/S1368980021000409

2. Vats H, Saxena R, Sachdeva MP, Walia GK, Gupta V. Impact of maternal pre-pregnancy body mass index on maternal, fetal and neonatal adverse outcomes in worldwide populations: a systematic review and meta-analysis. Obes Res Clin Pract. 2021 Nov; 15 (6): 536-45. doi: 10.1016/j.orcp.2021.10.005

3. Lopez-Jaramillo P, Barajas J, Rueda-Quijano SM, Lopez-Lopez C, Felix C. Obesity and preeclampsia: common pathophysiological mechanisms. Front Physiol. 2018 Dec; 9: 1838. doi: 10.3389/fphys.2018.01838

4. Monteiro CA, Cannon G, Moubarac JC, Levy RB, Louzada MLC, Jaime PC. The UN Decade of Nutrition, the NOVA food classification and the trouble with ultra-processing. Public Health Nutr. 2018 Jan; 21 (1): 5–17. doi: 10.1017/S1368980017000234

5. Graciliano NG, Silveira JAC, Oliveira ACM. Consumo de alimentos ultraprocessados reduz a qualidade global da dieta de gestantes. Cad Saúde Pública. 2021; 37 (2): e00030120. doi: https://doi.org/10.1590/0102-311X00030120

6. Barros AQS, Aguiar IWO, Adriano LS, Carioca AAF, Marchioni DML, Sampaio HADC. Food consumption markers and sociodemographic factors associated with obesity among adult women registered in the Food and Nutrition Monitoring System (SISVAN) in Brazil: a cohort study, 2015–2019. Front Public Health. 2024 Oct; 12: 1467339. doi: 10.3389/fpubh.2024.1467339

7. Oliveira TI, Santos LD, Höfelmann DA. Dietary patterns and socioeconomic, demographic, and health-related behaviors during pregnancy: a cross-sectional study. Sao Paulo Med J. 2024; 142 (1): e2022629. doi: 10.1590/1516-3180.2022.0629.R1.190523

8. Nansel TR, Cummings JR, Burger K, Siega-Riz AM, Lipsky LM. Greater ultra-processed food intake during pregnancy and postpartum is associated with multiple aspects of lower diet quality. Nutrients. 2022 Sep; 14 (19): 3933. doi: 10.3390/nu14193933

9. Paula WO, Gonçalves VSS, Patriota ESO, Franceschini SCC, Pizato N. Impact of ultra-processed food consumption on diet quality among Brazilian pregnant women assisted in primary health care. Int J Environ Res Public Health. 2023 Jan; 20 (2): 1015. doi: 10.3390/ijerph20021015

10. Ben-Avraham S, Kohn E, Tepper S, Lubetzky R, Mandel D, Berkovitch M, et al. Ultra-processed food intake in pregnancy and maternal and neonatal outcomes. Eur J Nutr. 2023 Apr; 62 (3): 1403-13. doi: 10.1007/s00394-022-03072-x

11. Ministério da Saúde (BR). Secretaria de Atenção à Saúde. Departamento de Atenção Básica. Guia alimentar para a população brasileira. 2nd ed. Brasília (DF): Ministério da Saúde; 2014. [acesso em 2025 Set 10]. Disponível em: https://bvsms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/guia_alimentar_populacao_brasileira_2ed.pdf

12. Sartorelli DS, Crivellenti LC, Baroni NF, Andrade Miranda DEG, Silva Santos I, Carvalho MR, et al. Correction to: effectiveness of a minimally processed food-based nutritional counselling intervention on weight gain in overweight pregnant women: a randomized controlled trial. Eur J Nutr. 2023 Aug; 62 (5): 2341–2. doi: 10.1007/s00394-022-02995-9

13. Sartorelli DS, Crivellenti LC, Manochio-Pina MG, Baroni NF, Carvalho MR, Diez-Garcia RW, et al. Effectiveness of a nutritional intervention based on encouraging the consumption of unprocessed and minimally processed foods and physical activity for appropriate weight gain in overweight adult pregnant women: a randomized controlled trial protocol. BMC Pregnancy Childbirth. 2020 Dec; 20 (1): 24. doi: 10.1186/s12884-019-2672-1

14. Associação Brasileira de Empresas de Pesquisa (ABEP). Critério de Classificação Econômica Brasil. [Internet]. 2012 [acesso em 2024 Set 15]. Disponível em: https://www.abep.org/criterio-brasil

15. Johnson RK, Soultanakis RP, Matthews DE. Literacy and body fatness are associated with underreporting of energy intake in US low-income women using the multiple-pass 24-hour recall. J Am Diet Assoc. 1998 Oct; 98 (10): 1136-40. doi: 10.1016/S0002-8223(98)00263-6

16. Neri D, Gabe KT, Costa CDS, Martinez Steele E, Rauber F, Marchioni DM, et al. A novel web-based 24-h dietary recall tool in line with the NOVA food processing classification: description and evaluation. Public Health Nutr. 2023 Oct; 26 (10): 1997-2004. doi: 10.1017/S1368980023001623

17. De Lima MC, Sartorelli DS, Rodrigues SSP. Determinants of ultra-processed food consumption among Brazilian and Portuguese pregnant women. Ciên Saúde Colet. 2025. [periódico na internet]. Disponível em: https://cienciaesaudecoletiva.com.br/artigos/determinants-of-ultraprocessed-food-consumption-among-brazilian-and-portuguese-pregnant-women/19973

18. Harttig U, Haubrock J, Knüppel S, Boeing H; EFCOVAL Consortium. The MSM program: web-based statistics package for estimating usual dietary intake using the multiple source method. Eur J Clin Nutr. 2011 Jul; 65 (Suppl. 1): S87-91. doi: 10.1038/ejcn.2011.92

19. Haubrock J, Nöthlings U, Volatier JL, Dekkers A, Ocké M, Harttig U, et al. Estimating usual food intake distributions by using the multiple source method in the EPIC-Potsdam calibration study. J Nutr. 2011 Mai; 141 (5): 914-20. Doi: https://doi.org/10.3945/jn.109.120394

20. McGowan CA, McAuliffe FM. Maternal nutrient intakes and levels of energy underreporting during early pregnancy. Eur J Clin Nutr. 2012 Aug; 66 (8): 906–13. doi: 10.1038/ejcn.2012.15

21. World Health Organization (WHO). Energy and protein requirements: report of a joint FAO/WHO/UNU expert consultation. Geneva: WHO; 1985. [acesso em 2024 Set 15]. Disponível em: https://www.fao.org/4/aa040e/aa040e00.htm

22. Lipsky AM, Greenland S. Causal directed acyclic graphs. JAMA. 2022 Mar; 327 (11): 1083-4. doi: 10.1001/jama.2022.1816

23. Mahendru AA, Everett TR, Wilkinson IB, Lees CC, McEniery CM. A longitudinal study of maternal cardiovascular function from preconception to the postpartum period. J Hypertens. 2014 Apr; 32 (4): 849-56. doi: 10.1097/HJH.0000000000000090

24. Eshriqui I, Vilela AAF, Rebelo F, Farias DR, Castro MBT, Kac G. Gestational dietary patterns are not associated with blood pressure changes during pregnancy and early postpartum in a Brazilian prospective cohort. Eur J Nutr. 2016 Feb; 55 (1): 21-32. doi: 10.1007/s00394-014-0819-4

25. Ikem E, Halldorsson T, Birgisdóttir B, Rasmussen M, Olsen S, Maslova E. Dietary patterns and the risk of pregnancy-associated hypertension in the Danish National Birth Cohort: a prospective longitudinal study. BJOG. 2019 Apr; 126 (5): 663-73. doi: 10.1111/1471-0528.15593

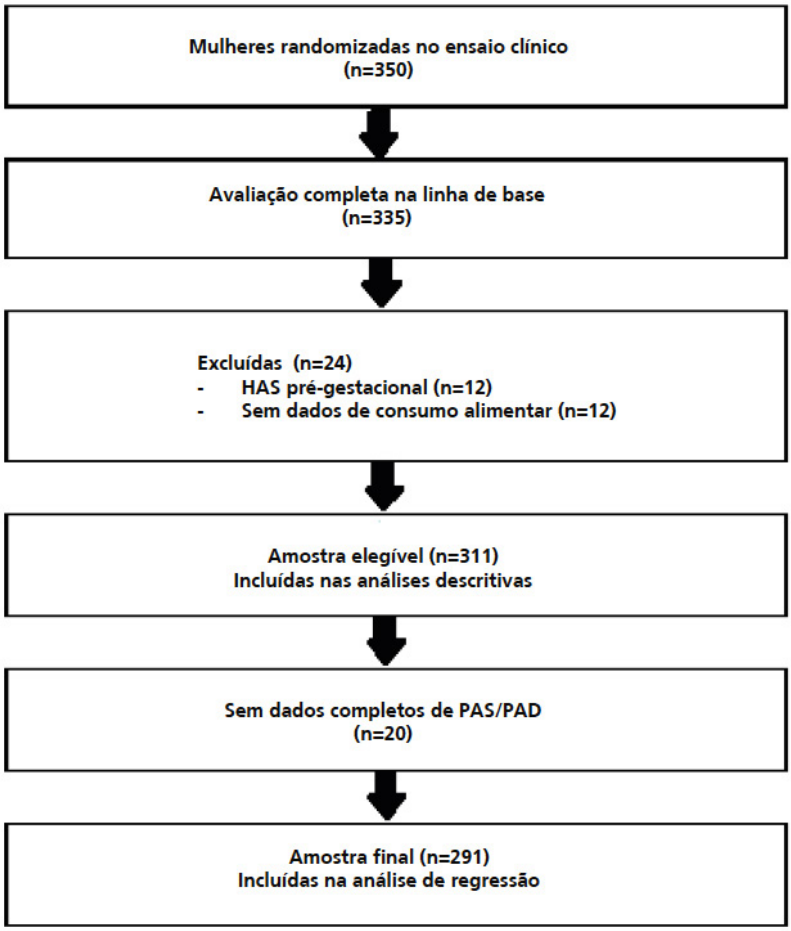
26. Greenland S, Senn SJ, Rothman KJ, Carlin JB, Poole C, Goodman SN, *et al*. Statistical tests, P values, confidence intervals, and power: a guide to misinterpretations. Eur J Epidemiol. 2016 Apr; 31 (4): 337–50. doi:10.1007/s10654-016-0149-3.

Recebido em 4 de Dezembro de 2025
Versão final apresentada em 16 de Junho de 2026
Aprovado em 17 de Junho de 2026

Editora Associada: Melania Amorim

Figura Suplementar 1

Fluxograma do estudo.



HAS= Hipertensão Arterial Sistêmica; PAS= pressão arterial sistólica; PAD= pressão arterial diastólica.

Tabela Suplementar 1

Valores dos testes de pressupostos de normalidade para cada um dos modelos.

	Shapiro-Wilk W	*p*	White Test	*p*
Bruto				
PAS (mmHg)	0,991	0,092	1,28	0,528
PAD (mmHg)	0,985	0,005	2,54	0,281
Modelo 1[A]				
PAS (mmHg)	0,991	0,153	22,46	0,316
PAD (mmHg)	0,989	0,067	14,88	0,783
Modelo 2[B]				
PAS (mmHg)	0,990	0,078	45,64	0,362
PAD (mmHg)	0,989	0,066	34,68	0,813

β: Coeficiente-β da regressão linear; p: p-valor significância estatística;
A: Conjunto mínimo de variáveis definidas pelo DAG: horas de sono, escolaridade, estrato socioeconômico e idade;
B: Conjunto máximo de variáveis definidas pelo DAG: horas de sono, escolaridade, estrato socioeconômico, idade, cor da pele, paridade, tempo total de atividade física e tabagismo

Tabela Suplementar 2

Análise de sensibilidade: associação entre o percentual energético de consumo de alimentos ultraprocessados e a pressão arterial na gestação após exclusão das sub-relatoras. Ribeirão Preto, SP, Brasil (n=166).

Variável	β (contínua)	IC95%	*p*	β (dicotômica)	IC95%	*p*
Bruto						
PAS (mmHg)	0,11	[-0,036; 0,258]	0,14	0,21	[-2,673; 3,097]	0,88
PAD (mmHg)	-0,02	[-0,139; 0,099]	0,74	-1,89	[-4,200; 0,408]	0,11
Modelo 1 [A]						
PAS (mmHg)	0,08	[-0,074; 0,240]	0,16	-0,19	[-3,272; 2,890]	0,23
PAD (mmHg)	-0,014	[-0,141; 0,113]	0,23	-1,56	[-4,035; 0,899]	0,13
Modelo 2 [B]						
PAS (mmHg)	0,08	[-0,074; 0,250]	0,20	-0,29	[-3,498; 2,907]	0,27
PAD (mmHg)	-0,03	[-0,163; 0,098]	0,23	-2,12	[-4,671; 0,426]	0,12

β: Coeficiente-β da regressão linear; IC= intervalo de confiança; ***p*=** significância estatística;
β (dicotômica): ≥25% ***vs*** <25% do VET;
β (contínua): por 1% de aumento no %E de AUP;
A Conjunto mínimo de variáveis definidas pelo DAG: horas de sono, escolaridade, estrato socioeconômico e idade;
B Conjunto máximo de variáveis definidas pelo DAG: horas de sono, escolaridade, estrato socioeconômico, idade, cor da pele, paridade, tempo total de atividade física e tabagismo.

Tabela Suplementar 3

Modelos de associação entre percentual energético de consumo de alimentos ultraprocessados e pressão arterial na gestação com erros padrão clusterizados por UBS. Ribeirão Preto, SP, Brasil (n=291).

Modelo	β (sem *cluster*)	EP sem *cluster*	*p* (sem *cluster*)	β (com *cluster*)	EP (com *cluster*)	*p*
Bruto						
PAS (mmHg)	0,04	0,06	0,44	0,04	0,05	0,42
PAD (mmHg)	0,03	0,05	0,57	0,03	0,03	0,45
Modelo 1[A]						
PAS (mmHg)	0,04	0,06	0,55	0,04	0,06	0,56
PAD (mmHg)	0,05	0,05	0,29	0,05	0,03	0,15
Modelo 2[B]						
PAS (mmHg)	0,04	0,06	0,52	0,04	0,06	0,55
PAD (mmHg)	0,05	0,05	0,28	0,05	0,03	0,14

β: Coeficiente-β da regressão linear; EP= erro padrão; ***p* =**significância estatística;
A: Conjunto mínimo de variáveis definidas pelo DAG: horas de sono, escolaridade, estrato socioeconômico e idade;
B: Conjunto máximo de variáveis definidas pelo DAG: horas de sono, escolaridade, estrato socioeconômico, idade, cor da pele, paridade, tempo total de atividade física e tabagismo.