

## Associação entre ganho rápido de peso e excesso de peso em crianças de 0 a 5 anos de idade na América Latina

Maíra Barros Louro <sup>1</sup>

 <https://orcid.org/0000-0002-5483-9739>

Hanrieti Rotelli Temponi <sup>2</sup>

 <https://orcid.org/0000-0002-2534-0082>

Carolina Santiago Vieira <sup>3</sup>

 <https://orcid.org/0000-0003-2698-7301>

Gustavo Velasquez-Melendez <sup>4</sup>

 <https://orcid.org/0000-0001-8349-5042>

<sup>1-4</sup> Escola de Enfermagem. Departamento de Enfermagem Materno Infantil e Saúde Pública. Universidade Federal de Minas Gerais. Av Alfredo Balena, 190. Santa Efigênia. Belo Horizonte, MG, Brasil. CEP: 30.130-100. E-mail: [jguveme@gmail.com](mailto:jguveme@gmail.com)

### Resumo

*Objetivos: avaliar a prevalência do ganho rápido de peso (GRP) em crianças nascidas com peso normal e sua associação com o excesso de peso (EP) em quatro países da América Latina.*

*Métodos: estudo transversal de inquéritos populacionais com crianças de 0 a 5 anos da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher no Brasil e da Encuesta Nacional de Demografía y Salud da Bolívia, Colômbia e Peru, selecionadas pelo peso ao nascer  $\geq 2.500$  gramas. A variável desfecho foi o EP; de exposição o GRP; e de ajuste a amamentação. Foram estimadas as prevalências, odds ratio e intervalo de confiança de 95% por regressão logística multivariada.*

*Resultados: observou-se maior prevalência de GRP e tempo de amamentação menor do que 6 meses no Brasil e maior prevalência de EP no Brasil e Bolívia. As chances de EP quando GRP presente e ajustado por amamentação foram de 6,1 vezes (IC95% = 3,8-9,7) no Brasil; 4,4 vezes (IC95% = 3,6-5,3) na Bolívia; 6,7 vezes (IC95% = 5,5-8,2) na Colômbia; 12,2 vezes no Peru (IC95% = 9,4-15,7) e  $p < 0,001$  nos quatro países.*

*Conclusões: o GRP em crianças nascidas com peso normal foi associado a maior chance de EP infantil nos quatro países da América Latina.*

**Palavras-chave** Obesidade infantil, Lactente, Pré-escolar, Ganho de peso, América Latina



## Introdução

O excesso de peso (EP) na população mundial adulta já é considerado uma pandemia, sendo que, em 2016, 39% dos adultos com 18 anos ou mais tinham sobrepeso e 13% eram obesos.<sup>1</sup> Na população infantil a mesma tendência apresenta-se crescente, uma vez que a prevalência mundial de sobrepeso e obesidade em crianças com idade entre 0 e 5 anos aumentou de 33,3 milhões (5,4%) para 38,9 milhões (5,7%) entre 2000 e 2020. Estima-se que na América Latina e Caribe, 3,9 milhões (7,5%) de crianças menores de 5 anos de idade tinham sobrepeso ou obesidade em 2020.<sup>2</sup>

O EP apresenta etiologia multifatorial, sendo alguns de seus determinantes os fatores genéticos, ambientais e psicossociais.<sup>3</sup> Nas últimas décadas o aumento da prevalência de EP em crianças da América Latina pode ser atribuído, em parte, ao fenômeno de transição nutricional e epidemiológica vivenciada globalmente pelas populações.<sup>3,4</sup> O EP tem um grande impacto negativo na saúde infantil, com consequências que podem ser sustentadas até a vida adulta. Nos adultos, o EP pode levar a dificuldades respiratórias, aumento do risco de fraturas, hipertensão, presença de marcadores precoces de doença cardiovascular, resistência à insulina e efeitos psicológicos negativos.<sup>5</sup>

Exposições hostis para a saúde no ciclo inicial da vida, entre elas o ganho rápido de peso (GRP) na primeira infância, podem contribuir para maior ocorrência de doenças crônicas não transmissíveis na vida adulta.<sup>6</sup> O GRP infantil pode ser definido quando a diferença de escore z de peso para idade, entre duas avaliações, se encontra acima de 0,67.<sup>7</sup> Estudos mostraram associação entre o GRP na infância e o aumento do risco de sobrepeso e obesidade em curto, médio e longo prazo.<sup>3,8,9</sup> Um estudo de revisão sistemática e metanálise concluiu que crianças com GRP tinham 3,66 vezes a chance de terem sobrepeso ou obesidade na vida adulta.<sup>3</sup> Além disso, o GRP também foi associado a maiores valores não apenas de índice de massa corporal (IMC), mas também do percentual de gordura corporal, circunferência da cintura e relação cintura-estatura no período da pré-adolescência.<sup>8</sup>

Os países da América Latina apresentam diferentes estágios nos processos de transição demográfica e epidemiológica, reflexo das diferentes realidades econômicas, sociais e culturais.<sup>10</sup> Ademais, observa-se uma escassez de estudos que explorem a relação entre o GRP e o EP na infância, e os estudos existentes são incipientes, pontuais e utilizam amostras sem representatividade nacional,<sup>6,11</sup> ou provenientes de países desenvolvidos.<sup>3,10</sup>

Estudos realizados no Brasil encontraram prevalências de GRP variando entre 36,8% (idade entre o nascimento e 24 a 34 meses)<sup>6</sup> e 61,2% (idade entre o nascimento até

5 anos)<sup>11</sup> e ambos confirmam a relação estatisticamente significativa entre o GRP e EP na infância. A inclusão de medidas de prevenção ao GRP pode ser uma das potenciais formas de diminuir a prevalência de obesidade na infância,<sup>12</sup> entretanto, nota-se que este é um assunto pouco explorado em estudos sobre as causas da obesidade infantil.

Assim, o objetivo do presente estudo foi analisar a prevalência do GRP em crianças nascidas com peso adequado e a sua associação com o EP em crianças na idade entre zero e cinco anos em quatro países da América Latina.

## Métodos

Estudo epidemiológico transversal, que utilizou dados de quatro inquéritos populacionais conduzidos em países da América Latina: a Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher (PNDS), realizada no Brasil entre 2006 e 2007<sup>13</sup> e a *Encuesta Nacional de Demografía y Salud*, realizada na Bolívia (ENDSA) em 2008;<sup>14</sup> na Colômbia (ENDS), entre 2009 e 2010;<sup>15</sup> e no Peru (ENDES), em 2012.<sup>16</sup> As quatro bases integram o projeto *Measure DHS (Demographic and Health Survey)*, cujas investigações são conduzidas em escala global com apoio da Agência dos Estados Unidos para o Desenvolvimento (Usaid) em parceria com outras instituições internacionais.<sup>17</sup>

As DHS são pesquisas domiciliares realizadas por amostragem probabilística complexa com representatividade nacional.<sup>17</sup> As unidades amostrais são selecionadas em pelo menos dois estágios: na etapa inicial são selecionadas as unidades primárias amostrais (UPA), compostas por conglomerados como setores censitários, províncias, municípios e conjunto de residências de acordo com a definição de cada país. Posteriormente, são selecionadas as unidades secundárias, formadas pelas unidades domiciliares.<sup>17</sup>

Para a análise de dados do Brasil, a partir da PNDS, foram reunidos os bancos referentes a domicílios, mulheres, gravidezes e filhos conforme descrição prévia.<sup>18</sup> Para as análises de dados da Bolívia, Colômbia e Peru, foram utilizados os bancos de dados referentes à população de mulheres de 15 a 49 anos, que contém dados dos filhos menores de cinco anos. Foram realizadas inclusões de algumas variáveis disponíveis no banco de dados dos domicílios utilizando aquelas que codificam cada residência.

Os dados da população do Brasil foram coletados entre novembro de 2006 e maio de 2007. De um total de 14.617 domicílios selecionados, 15.575 mulheres foram entrevistadas.<sup>13</sup> Os dados da Bolívia foram coletados de fevereiro a junho de 2008, com 20.003 domicílios

selecionados e 16.939 mulheres incluídas no estudo.<sup>14</sup> Os dados da Colômbia foram coletados de novembro de 2009 a novembro de 2010, em um total de 51.447 domicílios selecionados e 49.818 mulheres entrevistadas.<sup>15</sup> Os dados do Peru foram coletados de março a dezembro de 2012, sendo selecionados 27.488 domicílios e 23.888 mulheres entrevistadas.<sup>16</sup> A Figura 1 mostra o fluxograma da amostra.

O critério de inclusão para o presente estudo foi a população de crianças de 0 a 5 anos de idade com peso normal ao nascer (igual ou maior a 2.500 gramas). As crianças com baixo peso ao nascer não foram incluídas nas análises, uma vez que poucas entre elas apresentavam GRP e EP. No Brasil, a amostra final foi composta de 2.321 crianças; na Bolívia 7.257; na Colômbia 13.918; e no Peru

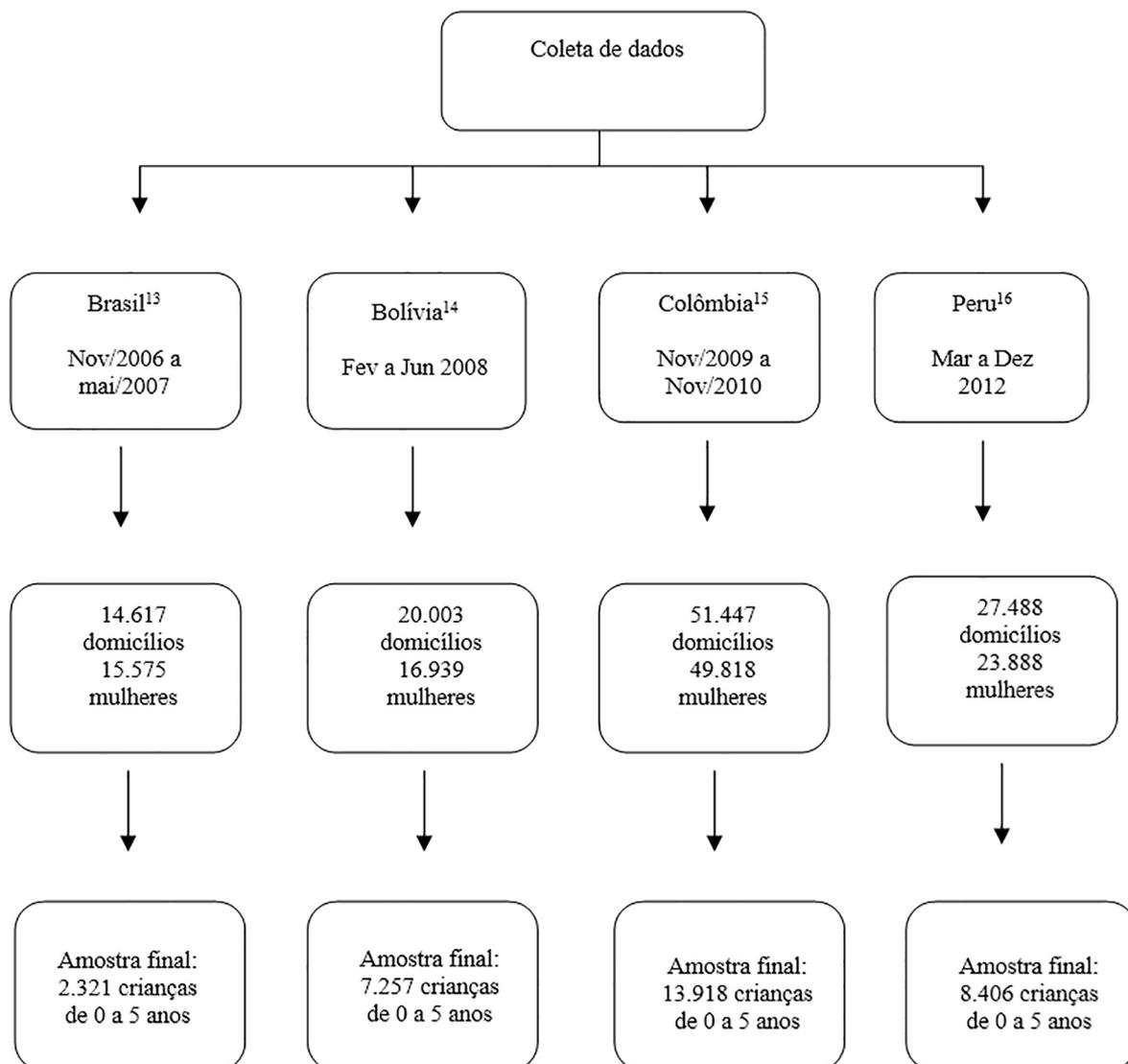
8.406. Crianças que apresentavam valores implausíveis do índice peso por idade, avaliadas pelo programa *Who Anthro*<sup>19</sup> (scores  $z < -6$  e  $>5$ ) e que apresentavam dados incompletos em variáveis de interesse não foram incluídas na análise.

As entrevistas foram realizadas por equipes treinadas e por meio de protocolos padronizados.<sup>17</sup> As medidas antropométricas dos participantes foram obtidas conforme procedimentos internacionalmente padronizados,<sup>20</sup> seguindo os protocolos das DHS nos quatro países.<sup>17</sup>

O peso ao nascer foi obtido do cartão de nascimento de cada criança e, caso este não estivesse disponível, a partir da informação fornecida pela mãe. Utilizou-se um infantômetro para avaliação do comprimento das crianças abaixo de dois anos e o estadiômetro para medição da

**Figura 1**

Fluxograma de amostra.



Fonte: Dados da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher (PNDS) no Brasil entre novembro de 2006 a maio de 2007;<sup>13</sup> *Encuesta Nacional de Demografía y Salud de Bolivia* (ENDSA) entre fevereiro a junho de 2008;<sup>14</sup> Colômbia (ENDS), entre novembro de 2009 a novembro de 2010;<sup>15</sup> e Peru (ENDES) entre março a dezembro de 2012.<sup>16</sup>

altura das crianças com idade igual ou superior a dois anos, ambos aparelhos calibrados com precisão de um milímetro. O peso foi obtido em balança eletrônica calibrada com precisão de 100g. O peso e o comprimento/estatura foram aferidos no momento da entrevista que poderia ocorrer em qualquer momento entre 0 e 5 anos.

Com o objetivo de garantir a comparabilidade dos resultados do presente estudo foram utilizadas para as análises dos dados as variáveis de interesse comuns aos quatro países.

A principal variável de exposição, GRP, foi definida quando a subtração entre o valor do escore z do peso para idade (WAZ) no momento da entrevista e o valor do escore z do WAZ ao nascimento era maior que 0,67.<sup>7</sup> A variável desfecho foi o EP da criança, considerando o escore z de IMC por idade ( $BMIz \geq 2$ ).<sup>21</sup>

A variável de ajuste foi o tempo de amamentação, considerando as orientações da Organização Mundial da Saúde sobre o tempo mínimo ideal de amamentação exclusiva, de 6 meses.<sup>22</sup> Como as bases não esclareciam se o aleitamento materno era exclusivo ou não, a variável foi classificada somente em “tempo de amamentação maior ou igual a 6 meses” e “tempo de amamentação menor que 6 meses”, independentemente de ser exclusiva. A variável idade foi categorizada em cinco faixas etárias para a descrição da amostra: 0 a 12 meses; 13 a 24 meses; 25 a 36 meses; 37 a 48 meses; 49 a 60 meses.

Para análise descritiva foram estimadas as prevalências e intervalos de confiança de 95% do EP, GRP e tempo de amamentação. Além disso, foi realizado o teste qui-quadrado de Pearson para testar as diferenças entre as proporções dessas variáveis. A regressão logística multivariada foi realizada para estimar a *odds ratio* (OR) e intervalo de confiança de 95% (IC95%) da associação entre GRP e EP. Todos os modelos foram ajustados por tempo de amamentação como potencial variável de confusão.

Os dados foram analisados no programa STATA, versão 13.1,<sup>23</sup> por meio da análise incondicional de subpopulações. Ou seja, foram mantidos todos os participantes, mesmo aqueles que cumpriram o critério de exclusão.<sup>24</sup> Por se tratar de um plano amostral complexo, a análise incondicional contempla modelos do grupo de participantes excluídos e isto garante a manutenção da estrutura complexa da amostra.<sup>24</sup>

Os inquéritos foram aprovados pelos Comitês de Ética em Pesquisa dos respectivos países e os participantes foram informados sobre os objetivos da pesquisa, assinando o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido. As bases de dados são de domínio público e o acesso livre pode ser realizado pelos respectivos websites: <http://bvsmis.saude.gov.br/bvsmis/pnds/index.php> e <https://dhsprogram.com/data/availabledatasets.cfm>.

## Resultados

As características das crianças e as estimativas de prevalência de amamentação, GRP e EP, com os respectivos intervalos de confiança de 95% para as quatro populações são apresentadas na Tabela 1. As maiores prevalências de GRP e amamentação por tempo menor de 6 meses foram observadas no Brasil (35,59% e 41,73%, respectivamente). As maiores prevalências de EP foram encontradas no Brasil e Bolívia (11,09% e 11,58%, respectivamente).

A Tabela 2 apresenta a distribuição das prevalências das crianças com GRP por faixa etária em cada país. No Brasil não houve diferença estatisticamente significativa entre as faixas etárias ( $p = 0,274$ ). Entretanto, os demais países apresentam maior proporção de crianças com GRP entre zero e doze meses de idade, sendo 21,5% na Bolívia ( $p < 0,001$ ), 30,2% na Colômbia ( $p < 0,001$ ) e 27,05% no Peru ( $p < 0,001$ ).

A Figura 2 mostra os valores de OR e IC95% obtidos por meio do modelo de regressão logística realizado para estimar a força de associação entre o GRP em crianças nascidas com peso adequado e EP das crianças de cada país estudado.

Pode-se observar que a chance de as crianças terem EP quando apresentaram GRP, comparadas às que não apresentaram GRP, foi de 6,1 vezes (IC95% = 3,8-9,7) no Brasil, 4,4 vezes (IC95% = 3,6-5,3) na Bolívia, 6,7 vezes (IC95% = 5,5-8,2) na Colômbia, e 12,2 vezes no Peru (IC95% = 9,4-15,7), considerada a maior chance. Destaca-se que a associação entre o GRP e o EP foi estatisticamente significativa ( $p < 0,001$ ) nos quatro países e todos os modelos foram ajustados pela variável tempo de amamentação (Figura 2).

Os valores de OR e IC95% para estimar a força de associação entre o GRP em crianças nascidas com peso normal e EP das crianças dos respectivos países também foram avaliados e estratificados por faixa etária, além de ajustados pela variável tempo de amamentação (Figura 3). O Peru e Brasil apresentaram as maiores OR na faixa etária de 0 e 1 ano de idade (15,2 e 12,7, respectivamente); Peru e Colômbia entre 1 e 2 anos de idade (16,0 e 9,0, respectivamente), entre 2 e 3 anos (8,4 e 6,1, respectivamente) e entre 3 e 4 anos de idade (8,8 e 11,4 respectivamente); e, por fim, Peru e Brasil entre 4 e 5 anos de idade (13,9 e 9,0, respectivamente).

## Discussão

Os resultados deste estudo confirmam a relação entre a presença de GRP com o aumento da chance de desenvolvimento de EP infantil no Brasil, Bolívia, Colômbia e Peru. Além disso, foi estimada uma

prevalência de GRP acima de 15,0% e uma prevalência de EP acima de 5,6% nos quatro países avaliados.

De modo geral, os países da América Latina são países de baixa e média renda, com economia baseada na agricultura. Entretanto, algumas nações apresentam-se industrial e tecnologicamente mais avançadas, como o Brasil.<sup>25</sup> Sabe-se que quanto melhor a condição econômica do país menor o tempo de amamentação na população, chegando à prevalência inferior a 20,0% em vários países de alta renda.<sup>26</sup>

Ao avaliar o Produto Interno Bruto (PIB) *per capita*, considerando o ano em que as DHS foram desenvolvidas,<sup>27</sup> não foi possível encontrar a relação entre maior condição econômica e o menor tempo de amamentação para cada país avaliado. Há de se considerar a avaliação de outros indicadores relacionados à desigualdade social, como a cobertura dos serviços de saúde, escolaridade, saneamento e abastecimento de água, bem como políticas de incentivo ao aleitamento materno, e não apenas aqueles relativos à renda.

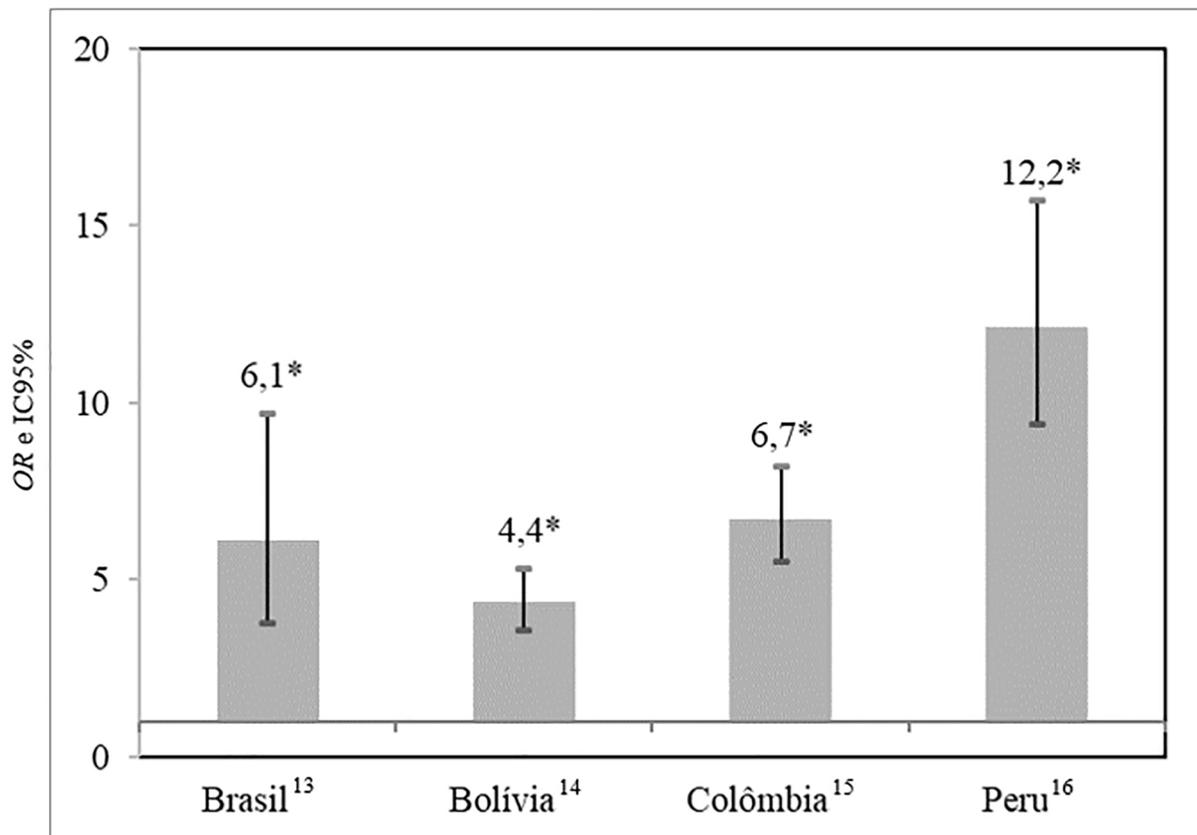
A associação entre eventos que ocorrem no início da vida, tais como o crescimento pré-natal e pós-natal deficientes, assim como o excesso de adiposidade em

curto e longo prazo, e EP em crianças, têm sido descritos na literatura.<sup>3,7</sup> O GRP tem se mostrado parte de um mecanismo fisiológico protetor em crianças que nasceram com baixo peso, como forma de recuperação do peso adequado, entretanto, sua ocorrência transcende crianças prematuras ou nascidas pequenas para a idade gestacional,<sup>3</sup> conforme demonstrado no presente estudo, no qual a ocorrência do GRP se deu em crianças nascidas com peso normal. Nesse sentido, a ocorrência do GRP infantil pode ser explicada, também, por outros fatores de risco, que englobam o período pré-natal, como o ganho de peso gestacional excessivo, bem como aqueles que englobam o período pós-natal, como o consumo de fórmula infantil.<sup>28</sup>

No presente estudo, realizado apenas com crianças nascidas com peso normal, o GRP indica potenciais efeitos não benéficos na acumulação de gordura corporal ainda na infância. A plausibilidade da associação entre GRP e EP permanece não esclarecida, apesar da existência de vários estudos sobre o assunto.<sup>3</sup> A potencial heterogeneidade dos valores de força de associação entre GRP e EP observada nas crianças dos países estudados precisa ser confirmada por meio de estratégias metodológicas mais sofisticadas que descartem explicações alternativas. Além disso,

Figura 2

Odds Ratio e Intervalo de Confiança de 95% para excesso de peso em crianças de 0 a 5 anos, segundo ganho rápido de peso, ajustados por tempo de amamentação no Brasil, Bolívia, Colômbia e Peru.



Teste de Wald; \*  $p < 0,001$ . Fonte: Dados da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher (PNDS) no Brasil entre novembro de 2006 a maio de 2007;<sup>13</sup> Encuesta Nacional de Demografía y Salud de Bolivia (ENDSA) entre fevereiro a junho de 2008;<sup>14</sup> Colômbia (ENDS), entre novembro de 2009 a novembro de 2010;<sup>15</sup> e Peru (ENDES) entre março a dezembro de 2012.<sup>16</sup>

Tabela 1

Prevalência de tempo de amamentação, ganho rápido de peso e excesso de peso para idade no Brasil, Bolívia, Colômbia e Peru.

Característica das crianças	Brasil <sup>13</sup>			Bolívia <sup>14</sup>			Colômbia <sup>15</sup>			Peru <sup>16</sup>		
	n	%	IC95%	n	%	IC95%	n	%	IC95%	n	%	IC95%
Tempo de amamentação (menos de 6 meses)	969	41,73	(38,56 - 44,97)	1.065	14,67	(13,60 - 15,81)	3.436	24,69	(23,69 - 25,71)	1.084	12,90	(11,95 - 13,92)
Ganho rápido de peso (> 0,67)	826	35,59	(31,57 - 39,82)	1.091	15,03	(16,55 - 19,52)	2.873	20,64	(21,05 - 23,15)	1.776	21,13	(23,03 - 25,01)
Excesso de peso para idade (BMI $\geq 2$ )	257	11,09	(9,02 - 13,57)	840	11,58	(10,61 - 12,62)	789	5,67	(5,17 - 6,23)	720	8,56	(7,64 - 9,58)
População amostral*	2.321			7.257			13.918			8.406		

\* Plano amostral complexo. Corresponde ao total de binômios mãe-filho considerado para análise no survey, mas sem os pesos pós estratificação. Fonte: Dados da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher (PNDS) no Brasil entre novembro de 2006 a maio de 2007;<sup>13</sup> Encuesta Nacional de Demografía y Salud de Bolivia (ENDSA) entre fevereiro a junho de 2008;<sup>14</sup> Colômbia (ENDS), entre novembro de 2009 a novembro de 2010;<sup>15</sup> e Peru (ENDES) entre março a dezembro de 2012.<sup>16</sup>

Tabela 2

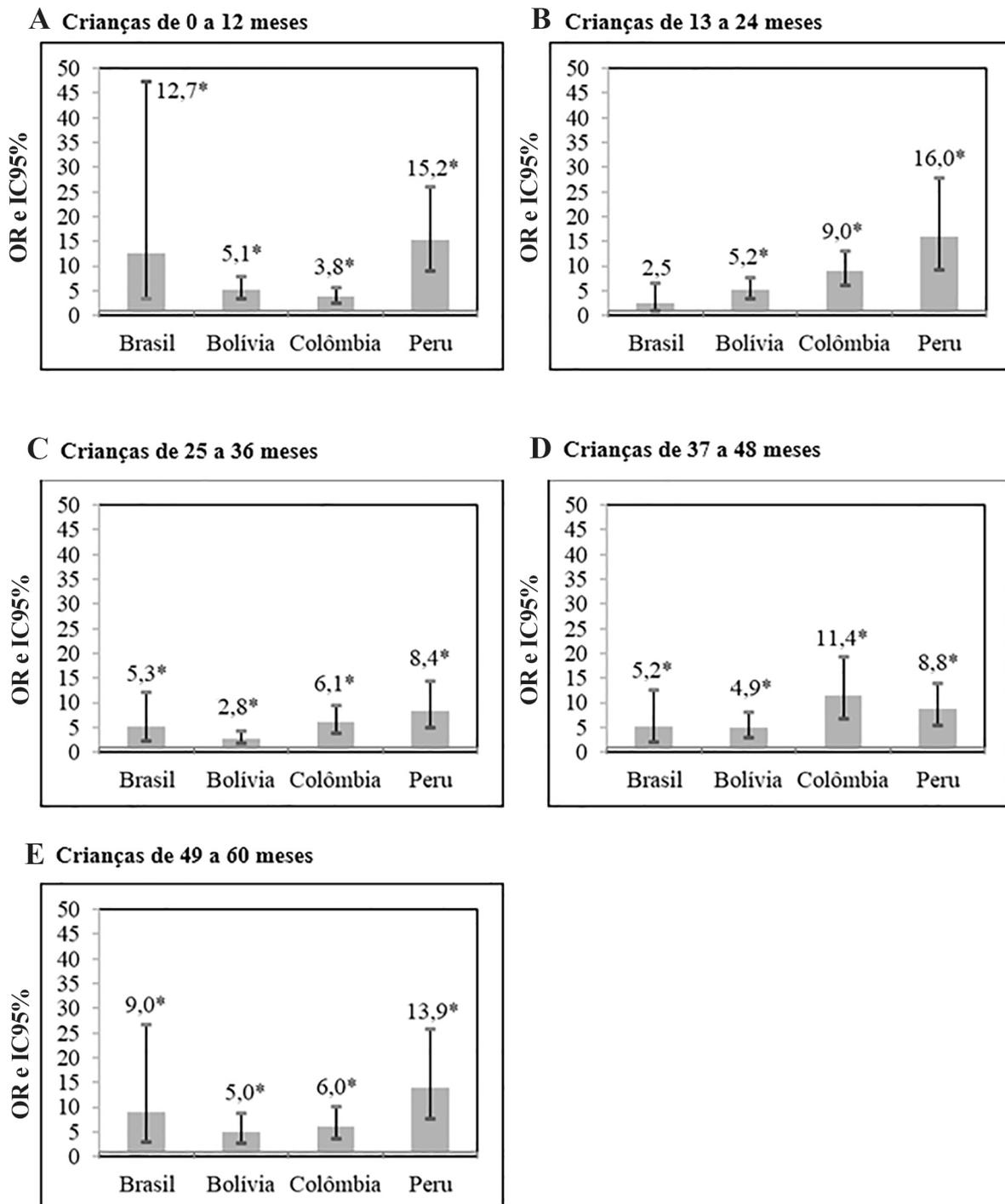
Proporção de crianças com ganho rápido de peso de acordo com cada faixa etária no Brasil, Bolívia, Colômbia e Peru.

Faixa etária (meses)	% de crianças com ganho rápido de peso											
	Brasil <sup>13</sup>			Bolívia <sup>14</sup>			Colômbia <sup>15</sup>			Peru <sup>16</sup>		
	n**	n**	IC95%	n**	n**	IC95%	n**	n**	IC95%	n**	n**	IC95%
População amostral*	2.321	7.257		13.918	8.406							
0 - 12	387	1.576	33,5	21,5	1.733	30,2	27,0					
13 - 24	492	1.563	33,5	15,3	1.679	21,2	20,8					
25 - 36	460	1.434	39,4	14,3	1.764	17,6	19,4					
37 - 48	489	1.444	40,5	11,1	1.739	16,7	20,8					
49 - 60	493	1.240	30,8	11,8	1.491	17,7	17,1					
p***			0,274	<0,001		<0,001	<0,001					

\* Plano amostral complexo. Corresponde ao total de binômios mãe-filho considerado para análise no survey, mas sem os pesos pós estratificação; \*\* n total equivalente a categoria de faixa etária sem os pesos pós estratificação; \*\*\* Qui-quadrado de Pearson. Fonte: Dados da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher (PNDS) no Brasil entre novembro de 2006 a maio de 2007;<sup>13</sup> Encuesta Nacional de Demografía y Salud de Bolivia (ENDSA) entre fevereiro a junho de 2008;<sup>14</sup> Colômbia (ENDS), entre novembro de 2009 a novembro de 2010;<sup>15</sup> e Peru (ENDES) entre março a dezembro de 2012.<sup>16</sup>

Figura 3

Odds Ratio e Intervalo de Confiança de 95% para excesso de peso em crianças de 0 a 5 anos, segundo ganho rápido de peso, ajustados por tempo de amamentação e estratificado por faixa etária no Brasil, Bolívia, Colômbia e Peru.



Teste de Wald por faixa etária; \*  $p < 0,001$ . A) OR e IC95% para excesso de peso em crianças de 0 a 12 meses e ganho rápido de peso (GRP), ajustados por tempo de amamentação; B) OR e IC95% para excesso de peso em crianças de 13 a 24 meses e GRP, ajustados por tempo de amamentação; C) OR e IC95% para excesso de peso em crianças de 25 a 36 meses e GRP, ajustados por tempo de amamentação; D) OR e IC95% para excesso de peso em crianças de 37 a 48 meses e GRP, ajustados por tempo de amamentação; E) OR e IC95% para excesso de peso em crianças de 49 a 60 meses e GRP, ajustados por tempo de amamentação.

Fonte: Dados da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher (PNDS) no Brasil entre novembro de 2006 a maio de 2007;<sup>13</sup> *Encuesta Nacional de Demografía y Salud de Bolivia* (ENDSA) entre fevereiro a junho de 2008;<sup>14</sup> Colômbia (ENDS), entre novembro de 2009 a novembro de 2010;<sup>15</sup> e Peru (ENDES) entre março a dezembro de 2012.<sup>16</sup>

fatores como estágios de transição nutricional, padrões culturais de alimentação infantil e políticas públicas são potenciais razões para explicar essa heterogeneidade das diferenças de associação.

Evidências sugerem que o padrão nutricional pós-natal da criança,<sup>3</sup> além de fatores maternos, tais como peso materno e hábito de fumar<sup>9</sup> podem ter um impacto relevante. É importante salientar que outros estudos confirmam essa associação usando medidas antropométricas de distribuição de tecido adiposo, tais como circunferência da cintura, dobras cutâneas e adiposidade visceral.<sup>3</sup>

A prevalência de EP na população mundial apresenta-se crescente<sup>1,2</sup> e, nesse contexto, o GRP durante a infância também se apresenta como um potencial determinante para o sobrepeso ou obesidade futura.<sup>3,8,9,12</sup> É importante identificar os períodos decisivos para o risco do EP e, com isto, precisar os eventos suscetíveis de intervenção.<sup>9,29</sup> Neste estudo observou-se que as maiores chances de EP entre as crianças que apresentaram GRP foi maior nos primeiros dois anos de vida, com exceção da Colômbia. Segundo Zheng *et al.*,<sup>3</sup> os primeiros dois anos de vida estão fortemente relacionados com a ocorrência de excesso de peso. No entanto, estudo brasileiro verificou que as crianças entre 2 e 5 anos que apresentaram a velocidade acelerada do ganho ponderal foram as com maior risco para o desenvolvimento de excesso de peso.<sup>30</sup>

Revisões sistemáticas destacam a importância dos primeiros mil dias de vida da criança para a prevenção da obesidade infantil, sendo o alto IMC materno pré-gestacional, alto ganho de peso gestacional materno, exposição pré-natal ao tabaco, alto peso ao nascer e rápido ganho de peso do bebê<sup>9</sup> alguns dos alvos de intervenção.

O presente estudo ainda reforça a necessidade de explorar os determinantes não modificáveis dos fatores biológicos,<sup>7</sup> entre eles os fatores genéticos que podem estar envolvidos. Investigações como a do presente estudo, realizado com dados representativos de crianças de países latino-americanos e com resultados consistentes, dão relevância aos resultados em termos de plausibilidade e validade externa das associações mostradas.

O estudo apresentou como limitações todas àquelas intrínsecas ao seu delineamento transversal, que não permite avaliar temporalidade das relações entre a exposição e desfecho. As diferenças nas datas de realização dos inquéritos nas populações estudadas poderiam ser um argumento que fragilizaria os resultados, porém as associações se mostraram muito fortes e na mesma direção. Sem considerar a potencial heterogeneidade dos valores da força de associação entre as populações, assunto a ser mais explorado em estudos com desfechos mais robustos, percebe-se que as associações mostradas não teriam

explicações alternativas por conta de vieses de confusão, seleção ou aferição.

A variabilidade das estimativas da *odds ratio*, entre as populações e os grupos de estratificação (idade e país), pode ser explicada em parte pelos diferentes tamanhos amostrais, verificados pela amplitude dos intervalos de confiança de 95%. Porém, é importante salientar a consistência dessa associação em todos os países e grupos etários. Essas associações se mantiveram significativas mesmo após ajuste pelo tempo de amamentação, que também se comporta como importante variável de confusão.

A partir dos resultados do presente estudo, reforça-se a importância da prevenção do GRP na primeira infância como uma das medidas de redução da ocorrência de EP infantil e futuro. O acompanhamento do crescimento infantil, incluindo peso e comprimento, é realizado na atenção básica utilizando as curvas de crescimento como estratégia de prevenção de riscos à saúde infantil e sugere-se que o acompanhamento da ocorrência do GRP possa ser uma possível medida de controle.

Em conclusão, fica evidenciada a associação entre a ocorrência do GRP em crianças nascidas com peso adequado e o aumento da chance de EP infantil nos quatro países estudados da América Latina, sendo eles Brasil, Bolívia, Colômbia e Peru. Embora os valores de associação sejam variados em cada faixa etária e para cada país, os dados encontrados foram estatisticamente significativos, explicitando e reforçando os achados na literatura da relação entre GRP e EP infantil. Atenção deve ser dada às idades que contemplam a primeira infância, com vistas a buscar um desenvolvimento infantil equilibrado e saudável. Tornam-se, assim, cruciais novos estudos exploratórios sobre os fatores de risco para o GRP, uma vez que estes também se apresentam como fatores de risco para o EP infantil.

## Contribuição dos autores

Todos os autores contribuíram para a concepção, interpretação dos dados, redação e revisão crítica do artigo. Temponi HR realizou a análise dos dados estatísticos. Todos os autores aprovaram a versão final do artigo. Os autores declaram não haver conflito de interesse.

## Referências

1. FAO (Food and Agriculture Organization of the United Nations), IFAD (International Fund for Agricultural Development), UNICEF (United Nations Children's Fund), WFP (World Food Programme), WHO (World Health Organization). The state of food security and

- nutrition in the world 2019. Rome: FAO/IFAD/UNICEF/WFP/WHO; 2019.
2. UNICEF (United Nations Children's Fund), WHO (World Health Organization). The World Bank Group joint child malnutrition estimates: levels and trends in child malnutrition: key findings of the 2021 edition. New York: UNICEF/WHO; 2019.
  3. Zheng M, Lamb KE, Grimes C, Laws R, Bolton K, Ong KK, *et al.* Rapid weight gain during infancy and subsequent adiposity: a systematic review and meta-analysis of evidence. *Obes Rev.* 2018; 19 (3): 321-32.
  4. Sahoo K, Sahoo B, Choudhury AK, Sofi NY, Kumar R, Bhadoria AS. Childhood obesity: causes and consequences. *J Fam Med Prim Care.* 2015 Abr/Jun; 4 (2): 187-92.
  5. WHO (World Health Organization). Obesity and overweight [Internet]. Geneva: WHO; 2018; [access in 2020 Out 01]. Available from: <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/obesity-and-overweight>
  6. Lourenço ASN, Neri DA, Konstantyner T, Palma D, Oliveira FLC. Fatores associados ao ganho de peso rápido em pré-escolares frequentadores de creches públicas. *Rev Paul Pediatr.* 2018; 36 (3): 292-300.
  7. Ong KKL, Ahmed ML, Emmett PM, Preece MA, Dunger DB. Association between postnatal catch-up growth and obesity in childhood: prospective cohort study. *BMJ.* 2000 Abr; 320 (7240): 967-71.
  8. Nanri H, Shirasawa T, Ochiai H, Nomoto S, Hoshino H, Kokaze A. Rapid weight gain during infancy and early childhood is related to higher anthropometric measurements in preadolescence: Rapid weight gain and anthropometric measurements. *Child Care Health Dev.* 2017 Mai; 43 (3): 435-40.
  9. Baidal JAW, Locks LM, Cheng ER, Blake-Lamb TL, Perkins ME, Taveras EM. Risk factors for childhood obesity in the first 1,000 days: a systematic review. *Am J Prev Med.* 2016 Jun; 50 (6): 761-79.
  10. Vasconcelos AMN, Gomes MMF, França E. Transição epidemiológica na América Latina: diferentes realidades. In: V Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población (ALAP), 2012 Out 23-26, Montevideo, Uruguay. Montevideo: ALAP; 2012. p. 1-21.
  11. Sacco MR, Castro NP, Euclides VLV, Souza JM, Rondó PHC. Birth weight, rapid weight gain in infancy and markers of overweight and obesity in childhood. *Eur J Clin Nutr.* 2013 Nov; 67 (11): 1147-53.
  12. Rotevatn TA, Overgaard C, Melendez-Torres GJ, Mortensen RN, Ullits LR, Høstgaard AMB, *et al.* Infancy weight gain, parental socioeconomic position, and childhood overweight and obesity: a Danish register-based cohort study. *BMC Public Health.* 2019 Set; 19 (1): 1209.
  13. Ministério da Saúde (BR). Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher – PNDS 2006: dimensões do processo reprodutivo e da saúde da criança [Internet]. Brasília (DF): Ministério da Saúde; 2009; [access in 2020 Dez 01]. Available from: [http://bvsms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/pnds\\_crianca\\_mulher.pdf](http://bvsms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/pnds_crianca_mulher.pdf)
  14. Coa R, Ochoa LH. Encuesta Nacional de Demografía y Salud (ENDSA 2008). La Paz: Ministerio de Salud y Deportes; 2009.
  15. Ojeda G, Ordóñez M, Ochoa LH. Encuesta Nacional de Demografía y Salud (ENDS 2010). Bogotá: Asociación Probienestar de la Familia Colombiana Profamilia; 2010.
  16. Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). Encuesta Demográfica y de Salud (ENDS 2012). Lima: Instituto Nacional de Estadística e Informática; 2012.
  17. ICF. Demographic and health survey interviewer's manual. Rockville: ICF; 2017.
  18. Mendes MSF. Antropometria em mulheres e desfechos reprodutivos [tese]. Belo Horizonte (MG): Escola de Enfermagem da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG); 2013.
  19. WHO (World Health Organization). WHO anthro survey analyser. Geneva: WHO; 2011.
  20. WHO (World Health Organization). WHO Expert Committee on Physical Status: the Use and Interpretation of Anthropometry (1993: Geneva, Switzerland) & World Health Organization. (1995). Physical status: the use of and interpretation of anthropometry. Report of a WHO expert committee. WHO Health Organ Tech Rep Ser. 1995; 854: 1-452.
  21. WHO (World Health Organization). WHO child growth standards: length/height-for-age, weight-for-age, weight-for-length, weight-for-height and body mass index-for-age; methods and development. Geneva: WHO; 2006.
  22. WHO (World Health Organization). Guideline: protecting, promoting and supporting breastfeeding in facilities providing maternity and newborn services. Geneva: WHO; 2017.
  23. StataCorp (US). Stata Statistical Software: Release 13. College station: StataCorp LP; 2013.
  24. West BT, Berglund P, Heeringa SG. A closer examination of subpopulation analysis of complex-sample survey data. *Stata J.* 2008; 8(4): 520-31.
  25. Moya J. Migration and the historical formation of Latin America in a global perspective. *Sociologias.* 2018; 20 (49): 24-68.

26. Victora CG, Barros AJD, França GVA, Bahl R, Rollins NC, Horton S, *et al.* Breastfeeding in the 21st century: epidemiology, mechanisms, and lifelong effect. *Lancet*. 2016 Jan; 387 (10017): 475-90.
27. CIA World Factbook. Historical data graphs per year [Internet]. CIA World Factbook; 2015; [access in 2019 Jan 09]. Available from: <https://www.indexmundi.com/g/g.aspx?v=65&c=bl&l=pt>
28. Yang S, Mei H, Mei H, Yang Y, Li N, Tan Y, *et al.* Risks of maternal prepregnancy overweight/obesity, excessive gestational weight gain, and bottle-feeding in infancy rapid weight gain: evidence from a cohort study in China. *Sci China Life Sci*. 2019 Dez; 62 (12): 1580-9.
29. Zhou J, Dang S, Zeng L, Gao W, Wang D, Li Q, *et al.* Rapid infancy weight gain and 7- to 9-year childhood obesity risk: a prospective cohort study in rural Western China. *Medicine (Baltimore)*. 2016 Abr; 95 (16): e3425.
30. Matos SMA, Jesus SR, Saldiva SRDM, Prado MS, D’Innocenzo S, Assis AMO, *et al.* Velocidade de ganho de peso nos primeiros anos de vida e excesso de peso entre 5-11 anos de idade, Salvador, Bahia, Brasil. *Cad Saúde Pública*. 2011 Abr; 27 (4): 714-22.

---

Recebido em 18 de Dezembro de 2020

Versão final apresentada em 10 de Novembro de 2021

Aprovado em 30 de Novembro de 2021