



ARTIGO ORIGINAL

Fatores maternos preditivos de baixo peso ao nascer: um estudo caso-control
*Predictive maternal factors for low birth weight: a case-control study*Paulo Fernando Brum Rojas¹, Ana Paula dos Santos Carminatti², Fausto Hafemann²,
Airson Camilo Stein³, Camilla Casarin Francisco⁴**Resumo**

OBJETIVO: analisar e identificar os fatores maternos de baixo peso ao nascer (<2500g). **MÉTODOS:** estudo observacional caso-control não-pareado em razão 1:1 com puérperas de recém-nascidos de baixo peso e de peso adequado (2500-4500g), na Maternidade do Hospital Regional de São José Homero de Miranda Gomes, em São José (Santa Catarina), no período de 15 de julho de 2010 a 15 de junho de 2011. Foram coletados dados sócio-demográficos, obstétricos e do RN, utilizando entrevista e prontuários. Análises univariadas, bivariadas e de regressão logística foram realizadas para investigar fatores de risco para recém-nascidos de baixo peso. O teste qui-quadrado de Pearson foi aplicado para testar a homogeneidade nos grupos caso e controle. Foram incluídas no modelo ajustado (ORaj) variáveis com $p < 0,20$ na análise bivariada e mantidas no modelo aquelas com valor de $p < 0,05$. O nível de significância adotado em todas as análises foi de 5% ($p < 0,05$). **RESULTADOS:** 137 casos e 137 controles foram incluídos. As primíparas compuseram 46% das mães. Observou-se prevalência de 18,6% de tabagismo na população entrevistada. Dos RN, 35,4% foram pré-termos. Variáveis associadas com recém-nascidos de baixo peso foram: idade materna igual ou acima de 35 anos (ORaj=2,64; IC95%: 1,10-6,34), quatro ou menos consultas pré-natais (ORaj=2,01; IC95%: 1,12-3,61) e primiparidade (ORaj=2,45; IC95%: 1,35-4,44). Encontrou-se também associação com recém-nascido

de baixo peso prévio após análise ajustada (ORaj=2,57; IC95%: 1,11-5,92). **CONCLUSÕES:** foram identificados como fatores de risco para baixo peso ao nascer: idade materna igual ou acima de 35 anos, quatro ou menos consultas pré-natais, primiparidade e história prévia de baixo peso.

Palavras-chaves: Recém-nascido de baixo peso. Estudos de casos e controles. Fatores de risco.

Abstract

PURPOSES: assess and identify the low birth weight newborn maternal risk factors. **METHODS:** an observational unpaired case-control study with 1:1 ratio case to control was carried out involving postpartum women who had LBW newborns (<2500g) and newborns weighting appropriated (2500g-4500g), at Maternity of Hospital Regional de São José Homero de Miranda Gomes, on São José (Santa Catarina), between July 15th, 2010 and June 15th, 2011. Socio-demographic, obstetric and newborn data were collected using interview and hospital record. Factors independently predictive of low birth weight were determined using univariate, bivariate and logistic regression analysis. The Pearson's chi-square test was applied for homogeneity of proportions. Variables with $p < 0,20$ on bivariate analysis were submitted on logistic regression model adjusted (ORadj), and those with $p < 0,05$ were maintained. The threshold of p-value for statistical significance set out was 5% ($p < 0,05$) all the study. **RESULTS:** 137 cases and 137 controls were included. Primiparous women made up 46% of mothers. It was found out 18,6% of smoking. Premature newborns were 35,4%. Variables related to low birth weight were maternal age 35 years or more (ORaj=2,64; IC95%: 1,10-6,34), four or less prenatal care visit (ORaj=2,01; IC95%: 1,12-3,61) and primiparity (ORaj=2,45; IC95%: 1,35-4,44). The association magnitude of history of prior LBW newborn was obser-

1 Mestre em Ciências Médicas e Médico Obstetra da Maternidade do Hospital Regional de São José Homero de Miranda Gomes (HRSJ-HMG), Professor da Universidade do Sul de Santa Catarina (UNISUL).

2 Acadêmicos do sexto ano do curso de Medicina da Universidade do Sul de Santa Catarina (UNISUL).

3 Médico Pediatra Neonatologista da Maternidade do Hospital Regional de São José Homero de Miranda Gomes (HRSJ-HMG), Professor da Universidade do Sul de Santa Catarina (UNISUL).

4 Acadêmica do quinto ano do curso de Medicina da Universidade do Sul de Santa Catarina (UNISUL).

ved since logistic regression was adjusted (OR_{aj}=2,57; IC95%: 1,11-5,92). CONCLUSIONS: our main findings were: maternal age 35 years or more, four or less prenatal care visit, primiparity and history of prior low birth weight being associated with low birth weight as independent risk factors.

Keywords: Low birth weight infants. Case-control studies. Risk factors.

Introdução

O peso do recém-nascido (RN) é um indicador importante da saúde fetal, bem como no período neonatal, na infância e na vida adulta¹⁻³. Todo aquele que ao nascer pesar abaixo de 2500g é considerado RN de baixo peso (RNBP), e acima de 4500g com excesso de peso⁴. Os RNBP apresentam maior morbimortalidade no primeiro ano de vida e na vida adulta, devido o desenvolvimento de doenças crônicas, como *Diabetes Mellitus* (DM) e hipertensão arterial sistêmica (HAS), além de distúrbios neurocognitivos³, atraso do desenvolvimento³ e infarto do miocárdio⁵. Os óbitos de RN representam 37% de todas as mortes de crianças abaixo de cinco anos, das quais 75% ocorre na primeira semana de vida, sendo prematuridade e baixo peso as principais causas (29%)⁶.

O peso ao nascer é resultado final do tempo de duração da gestação e do aproveitamento do potencial genético de crescimento do feto^{5,7,8} e ainda que a prematuridade e a restrição de crescimento fetal (RCF) tenham esse mesmo desfecho perinatal, podem resultar de condições clínicas quantitativa e qualitativamente diferentes⁷. Nos países desenvolvidos, o baixo peso ao nascer é consequência principalmente da prematuridade⁹; enquanto que nos países em desenvolvimento, é secundário à RCF¹⁰.

Uma vez que o baixo peso ao nascer é associado com fatores sociais incluindo pobreza, desemprego e suporte social, esse poderia ser considerado um indicador de desigualdade social⁹. O Fundo das Nações Unidas para a Infância (UNICEF) publicou em 2004 dados revelando que mais de 20 milhões de crianças no mundo, 15,5% do total, nasceram com baixo peso; 95,6% em países em desenvolvimento. A América Latina é responsável por 1,2 milhões dos RNBP, com prevalência de 10%; enquanto Europa, 6,4%; e América do Norte, 7,7%. Índia apresentou um número estimado de 30%; Estados Unidos, 8%; e França, 7%¹¹.

A média brasileira de RNBP é 8,25%¹². Dados de 2007 publicados pelo Banco de Dados do Sistema

Único de Saúde (DATASUS) revelam 7,99% em Santa Catarina (SC); 9,61% em Minas Gerais (MG); 9,31% no Rio Grande do Sul (RS); 6,67% em Rondônia (RO); e 6,52% em Tocantins (TO); tidos estes como os estados de maiores e menores incidências respectivamente. Esta constatação de estados mais desenvolvidos e com maior Índice de Desenvolvimento Humano (IDH)¹³ apresentarem maior prevalência mostra o paradoxo do baixo peso ao nascer apontado por Silva¹⁴. Em seu estudo, comparou as taxas de RNBP nas cidades de São Luís (MA) e de Ribeirão Preto (SP), cujas prevalências foram de 7,6% e 10,7% e IDH de 0,778 (1112ª posição no ranking nacional) e de 0,855 (6ª posição), respectivamente¹⁴. O tabagismo materno, maior em prevalência e em número de cigarros por dia em Ribeirão Preto, foi citado como fator mais importante para explicar o paradoxo¹⁴.

Baixo peso ao nascer tem causa multifatorial e, além de ser o principal determinante da mortalidade infantil⁸, sua associação com afecções agudas e crônicas acarreta em gastos para a saúde pública e prejuízos para os indivíduos envolvidos, o que justifica a importância de sua prevenção. Para neonatos, prevenção e tratamento das doenças são muito importantes e ambos focam primariamente na mãe¹⁵. Os fatores de risco maternos mais relevantes relacionados são idade materna^{9,16}, paridade^{5,7,8,14,17,18}, RNBP em gestação prévia^{7,8}, intervalo intergestacional¹⁹, tabagismo²⁰ e cesariana^{5,10,21}. Desta forma, observa-se a potencialidade da prevenção do baixo peso ao nascer. O presente estudo visa pesquisar os fatores maternos preditivos para baixo peso ao nascer na maternidade de um hospital geral público, num contexto de atendimento universal aos cuidados da saúde.

Métodos

Estudo observacional caso-controle desenvolvido na Maternidade do HRSJ-HMG, na região da Grande Florianópolis (Santa Catarina), entre 15 de julho de 2010 e 15 de junho de 2011. Puérperas de RNBP (<2500g) compuseram o grupo caso, enquanto aquelas com RN de peso adequado (2500g-4500g) foram sorteadas aleatoriamente para o grupo controle, em razão 1:1.

Não foram incluídas nos grupos aquelas que tiveram gestação múltipla, recusaram a participar e/ou assinar o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE), eram indígenas e de população carcerária, não souberam responder a todas as perguntas e/ou com prontuário sem informação que complementasse a entrevista, tiveram natimorto ou com RN pesando além de 4500g ou menos que 500g.

Como parâmetro de cálculo do tamanho da amostra, considerou-se a prevalência de tabagismo nas puérperas do grupo controle de 7,8%⁹ e usou-se o programa de *software* Epi Info 6.0 módulo Statcalc para estudo caso-controle não-pareado. O valor da amostra calculado revelou 274 como o mínimo necessário para que se tivesse um poder de 80% ($\beta=0,8$) para demonstrar uma diferença significativa entre os grupos, em um nível de significância de 5% ($\alpha=0,05$), se a diferença for equivalente a um *odds ratio* (OR) maior que três.

Características sócio-demográficas, obstétricas e do RN foram descobertas através de entrevista com as puérperas e análise de prontuários, tendo, ao final, sua relação analisada com peso ao nascer. As categorias escolhidas como referência nas análises univariada, bivariada e de regressão logística foram as de menor risco esperado para baixo peso ao nascer conforme apontado na literatura.

O ponto de corte para ser considerado atraso à primeira consulta pré-natal foi de 12 semanas de IG⁷. Para a variável "alcooolismo", considerou-se o ponto de corte de duas doses por dia²², enquanto que para "tabagismo" qualquer número de cigarros por dia foi acatado. As primíparas foram excluídas da análise da variável intervalo intergestacional por não terem gestação prévia; porém, permaneceram inclusas na categoria "não" das variáveis "aborto prévio" e "RNBP prévio". As donas de casa e desempregadas compuseram a categoria "em casa"; e puérperas trabalhadoras fora do lar e ainda estudantes, a categoria "fora de casa" da atividade materna. Neste estudo, coabitação não foi sinônimo de estado civil, devendo-se apenas à moradia junto ao companheiro sem a necessidade do matrimônio legal.

Análise descritiva foi realizada de forma univariada para mostrar a distribuição das categorias das variáveis e de forma bivariada para comparar a distribuição destas nos grupos caso e controle utilizando teste qui-quadrado de Pearson para proporções para testar a homogeneidade destas.

As razões de chances (*odds ratio* – OR) e seus intervalos de confiança a 95% (IC95%) foram calculados através da regressão logística para a análise da magnitude de associação dos fatores à chance de baixo peso ao nascer. Foram incluídas no modelo ajustado (ORaj) variáveis com $p<0,20$ na análise bivariada, e mantidas no modelo aquelas com valor de $p<0,05$. O nível de significância adotado em todas as análises foi de 5% ($p<0,05$).

Este trabalho está fundamentado nos princípios éticos da Resolução 196/96 do Conselho Nacional de Saúde. Os participantes somente participaram ao assinar o

TCLE e sua identidade não será revelada, sendo salva em sigilo. Os dados foram coletados após aprovação do projeto pelo Comitê de Ética em Pesquisa (CEP) do HRSJ-HMG, sob protocolo 32.10, em 07 de julho de 2010.

Resultados

Entre 15 de julho de 2010 e 15 de junho de 2011, na Maternidade do HRSJ-HMG, 302 puérperas foram entrevistadas e seus prontuários e de seus respectivos recém-nascidos analisados. Contudo, 28 foram eliminadas aos pares, por ser um estudo caso-controle 1:1, pelos critérios de exclusão: gestação múltipla; recusa a participar e/ou assinar o TCLE; ser indígena; prontuário sem informação para complementar a entrevista; RN >4500g. Desta forma, resultaram 274 puérperas, divididas igualmente entre casos e controles.

Há diferença com significância estatística ($p<0,05\%$) para RNBP em idade materna, número de consultas pré-natais, paridade e prematuridade do RN. Não há associação com: coabitação com companheiro, escolaridade, atividade materna, tabagismo, alcoolismo, aborto prévio, intervalo intergestacional, tratamento de ITU, sexo do RN e tipo de parto realizado (Tabelas 1 e 2).

Mães com idade até 19 anos e superior ou igual a 35 anos constituem-se em duas vezes maior exposição para RNBP (Tabela 1). Realizar até quatro consultas pré-natais continuou em risco para RNBP após regressão logística, aumentando 1,75 vezes a chance. A paridade persistiu quando a mãe é primípara (OR=1,95; IC95%: 1,16-3,28), o que não ocorreu com a multiparidade de pelo menos quatro gestações (Tabela 2).

É verificada associação positiva entre idade até 19 anos e RNBP na análise bruta, contudo não ocorre no modelo ajustado (Tabela 3). Entretanto, ter idade acima de 35 anos prosseguiu como fator para baixo peso ao nascer assim como ao número de consultas pré-natais inferior ou igual a quatro. A primiparidade constituiu-se também variável independente aumentando 2,5 vezes a chance de ter RNBP. Desvendou-se a associação independente para novo RNBP naquelas mães com um prévio (ORaj=2,57; IC95%: 1,11-5,92), variável que não trazia significância estatística na análise bivariada ($p>0,05$) ou associação na regressão logística bruta.

Pré-natal com quatro ou menos consultas, idade igual ou maior a 35 anos, história prévia de RNBP, primiparidade e prematuridade são condições que geram maior chance para RNBP.

Discussão

Desenvolveu-se a comparação de 274 puérperas, divididas igualmente entre casos e controles, a partir de suas características sócio-demográficas e obstétricas com o objetivo de explorar os fatores de risco para baixo peso ao nascer.

Os resultados demonstraram que as puérperas com RN pesando menos de 2500g estiveram em maior chance de exposição para pré-natal inadequado, idade igual ou maior que 35 anos e história prévia de RNBP. A associação entre fatores sócio-demográficos e peso ao nascer é bem estabelecida^{2,8-10,21}, o que pode ser devido à íntima relação das causas sociais com desnutrição e infecções.

No estudo de Nobile, fatores sócio-econômicos estiveram ligados apenas à chance de RNMBP⁹ e idade materna acima de 35 anos mostrou-se protetora para RNBP, quiçá ao perfil desta população, com maior escolaridade, maior chance de apresentar seguro de saúde privado, de ter melhor condição financeira e suporte familiar¹⁸.

Contudo, o presente estudo evidenciou idade igual ou acima de 35 anos como um fator independente para baixo peso ao nascer ao manter associação em análise ajustada, indicando que não somente o risco da idade seja justificado pela maior exposição a doenças crônicas como DM e HAS, à multiparidade e à ruptura prematura de membranas^{5,7,8,17,18}, além de outros prováveis fatores de risco envolvidos e não investigados nesta pesquisa.

O estudo de Badshah, realizado em hospital público de uma cidade do Paquistão, encontrou associação com idade materna abaixo de 20 anos e incidência de RNBP de 9,9%, em um contexto de pior condição sócio-econômica (30% de analfabetismo materno; 40% de prevalência de anemia; 12% de refugiados afegãos) mesmo após ajuste da regressão logística¹⁶, o que não foi determinado no presente estudo após análise ajustada. Apesar de não se poder negar a possibilidade das adolescentes apresentarem maiores prevalências de pré-natal inadequado, má nutrição e menor renda familiar^{7,8}, deve-se considerar a boa condição dos indicadores sociais e demográficos da região da Grande Florianópolis²³.

Para Barros, a renda familiar esteve inversamente associada com baixo peso ao nascer⁵. Com dados de antes da instituição do SUS, em 1988, a renda familiar acima de cinco salários-mínimos mostrou-se fator protetor²¹. Em contexto de acesso universal à saúde, a baixa escolaridade não se associou com maior chance de baixo

peso ao nascer, corroborando com os achados de Silva¹⁴.

No presente estudo, a prevalência de fumantes foi 18,6%. Tanto o tabagismo materno durante a gestação quanto a exposição da mãe ao fumo ambiente, equivalente a 25% do tabagismo materno, podem acarretar em perda expressiva do crescimento fetal²⁰. De acordo com Araújo, o tabagismo teve significância estatística para o desenvolvimento de RNMBP, cujo grupo de puérperas apresenta também outros fatores de risco como idade acima de 35 anos, história de internação, infecção genital e ITU durante a gestação, ausência de pré-natal, além de RNBP prévio e HAS¹⁷. Na conclusão de Nobile, o tabagismo estaria relacionado ao RCF, mas não à prematuridade⁹.

Foi maior o número de gestantes tabagistas no grupo caso, mas no grupo controle ainda 16,1% das puérperas fumaram durante a gravidez, o dobro do encontrado por Nobile⁹. Não houve significância estatística desta variável provavelmente devido à alta prevalência de tabagismo no grupo controle e à característica da população estudada. Em cidades como Florianópolis, é maior a taxa de prevalência também entre aquelas mulheres de melhor nível educacional²⁴. Deve-se considerar ainda a possibilidade de viés nesta categoria em virtude de possível constrangimento na resposta.

Apesar da revisão sistemática de Silveira demonstrar que o pré-natal funciona como fator de proteção para baixo peso²⁷, a grande maioria dos estudos utiliza indicadores quantitativos. Heterogeneidade de indicadores, vieses de auto-seleção, modo de organização de serviços de saúde, são apontados como fatores de confusão da associação protetora de adequado pré-natal^{10,25}. No presente estudo, foi significativa a associação com número de consultas pré-natais. Verificou-se que menos de quatro consultas pré-natais aumentou a chance para RNBP^{9,25,26}. Entretanto, o ponto de corte baixo na variável "número de consultas pré-natais" aumenta a sensibilidade diminuindo a fidedignidade desta categoria. Para Barros, sete consultas ainda são insuficientes para prevenir RNBP⁵.

Revelou-se, neste estudo, que a primiparidade manteve associação com significância estatística após análise ajustada. Silva demonstrou associação desta variável com baixo peso ao nascer em São Luís (MA), porém não em Ribeirão Preto (SP)¹⁴. Isto pode ser devido à possibilidade de atuação de variáveis de confusão não pesquisadas, uma vez que se demonstrou associação em contexto de cidade de menor IDH.

Na meta-análise de Kramer, RNBP em gestação prévia por prematuridade ou com RCF já apresentou signifi-

ficativos riscos relativos (RR) de 3,08 e 2,75 respectivamente, porém sem controle dos fatores de confusão⁷. Hoje, a história de RNBP em gestação prévia permanece com forte associação para novo RNBP⁸. O achado deste estudo com RNBP prévio sendo fator de risco após o ajuste da regressão logística reforça a idéia da presença de variáveis de confusão. Contribui para a recorrência de RNBP a persistência do contexto que envolve a puérpera. A determinação dos fatores de risco envolvidos é um passo importante para interromper a cadeia causal que torna as mães vulneráveis à ocorrência deste desfecho²⁷. Para Scowitz, contribuem o tabagismo materno e a idade materna maior que 30 anos, entre as quais a recorrência é por RCF, e intervalo intergestacional inferior a 12 meses, entre as quais é por prematuridade²⁷.

Na meta-análise de 1987, foi inconclusiva a associação entre intervalo intergestacional e baixo peso devido à consideração dos fatores de confusão⁷. A meta-análise de Conde-Agudelo revelou que os intervalos intergestacionais inferiores a 18 meses e superiores a 59 meses são significativamente associados a risco aumentado para desfecho adverso perinatal como prematuridade, RNBP e com RCF¹⁹. As razões seriam gestação não planejada, determinante psicológico, uso inadequado ou carência de serviços de saúde, período de lactação, declínio da capacidade reprodutiva e doenças maternas¹⁹. Neste estudo, não foi encontrada tal associação e explicações para isso poderiam ser: o declínio do aleitamento materno que, ao diminuir o período de lactação, permite a recuperação do estado nutricional materno, preparando mais cedo o corpo da mulher para uma nova gestação; além do acesso universal aos serviços de saúde; e a possível despreocupação com nova gravidez excluindo o fator psicológico.

O parto cesariano aumentou a ocorrência de RNBP entre os anos de 1978/79 e 1994 em Ribeirão Preto (SP)²¹ e entre 1982 e 2004 em Pelotas (RS) durante o qual a proporção de RNBP mais que dobrou⁵. Na cidade de Campinas (SP), a cesariana contribuía para o índice de RNBP prematuros¹⁰. No presente estudo, a cesariana não esteve relacionada significativamente com o baixo peso e foi menos frequente que o parto vaginal em ambos os grupos. Apesar disto, não se pode inferir que sua prevalência ou que a interrupção excessiva da gestação sem justificativa médica, especialmente entre aquelas com maior poder aquisitivo, estejam diminuindo na região. Ainda, o achado pode ser um viés da população estudada, ao ter menor escolaridade e ser assistida num hospital público; ou do próprio estudo, uma vez que não se decompôs o grupo caso em provenientes de prematuridade ou RCF.

Este estudo traz algumas contribuições embora possua as limitações inerentes de um caso-controle. O não-pareamento dos grupos, o viés de memória, o possível constrangimento da puérpera durante a entrevista e o não questionamento de outras enfermidades ou condições relacionadas ao baixo peso são qualidades inconvenientes deste estudo. Não se visou suprimir o assunto frente à literatura, o real objetivo do trabalho foi estudado, analisaram-se os fatores de exposição.

Baixo peso ao nascer é um sinal tardio que serve de alerta de que algo errado ocorreu durante a gestação. A evidência de exposições independentes de risco para baixo peso ao nascer potencialmente modificáveis reforça a importância da prevenção à recorrência de fatores de risco.

Agradecimentos

Nossos agradecimentos a todos que fizeram parte da construção deste trabalho, colegas e funcionários do HRSJ.

Referências

1. Dahl LB, Kaarsen PI, Tunby J, et al. Emotional, behavioral, social, and academic outcomes in adolescents born with very low birth weight. *Pediatrics*. 2006;118(2):449-59.
2. Silveira VMF, Horta BL. Peso ao nascer e síndrome metabólica em adultos: meta-análise. *Rev Saúde Públ*. 2008;42(1):10-8.
3. Stein REK, Siegel MJ, Bauman LJ. Are children of moderately low birth weight at increased risk for poor health? A new look at an old question. *Pediatrics*. 2006;118(1):217-23.
4. Tavares EC, Rejo MAS. Secção Neonatologia, Capítulo Prematuridade e Retardo de Crescimento. "In": Sociedade Brasileira de Pediatria. *Tratado de Pediatria*. 1ª ed. Barueri, SP: Manole; 2007. p. 1315-24.
5. Barros FC, Victora CG, Matijasevich A, et al. Preterm births, low birth weight, and intrauterine growth restriction in three birth cohorts in Southern Brazil: 1982, 1993 and 2004. *Cad Saúde Pública*. 2008;24:390-8.
6. World Health Organization. Major causes of death in neonates and children under five GLOBAL 2008 (revised). *The World Health Organization Statistic*. 2011;(2).

7. Kramer MS. Determinants of low birth weight: methodological assessment and meta-analysis. *Bull World Health Organ.* 1987;65(5):663-737.
8. Bernabé JV, Soriano T, Albaladejo R, et al. Risk factors for low birth weight: a review. *Eur J Obstet Gynaecol Reprod Biol.* 2004;116(1):3-15.
9. Nobile CGA, Raffaele G, Altomare C, et al. Influence of maternal and social factors as predictors of low birth weight in Italy. *BMC public health.* 2007;(7):192-200.
10. Carniel EF, Zanolli MDL, Antônio MÂRGM, et al. Determinantes do baixo peso ao nascer a partir das Declarações de Nascidos Vivos. *Rev Bras Epidemiol.* 2008;11(1):169-79.
11. World Health Organization. UNICEF [Internet]. Low birthweight, Country, Regional and Global estimates. Nova Iorque; 2004.
12. Brasil. Ministério da Saúde. DATASUS [Internet]. Indicadores de fatores de risco e de proteção: G.16 Proporção de nascidos vivos com baixo peso ao nascer. IDB 2009 Brasil. Disponível em: <<http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/tabcgi.exe?idb2009/g16.def>>.
13. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, Brasil [Internet]. Ranking do IDH-M das Unidades da Federação. Disponível em: <<http://www.pnud.org.br/atlas/ranking/IDH-M%2091%2000%20Ranking%20decrecente%20de%20Estados%20%28pelos%20dados%20de%202000%29.htm>>.
14. Silva AAM, Bettiol H, Barbieri MA, et al. Which factors could explain the low birth weight paradox? *Rev Saúde Públ.* 2006;40(4):648-55.
15. World Health Organization. Integrated Management of Childhood Illness (IMCI) [Internet]. Child and adolescent health and development, 2011. Disponível em: <http://www.who.int/child_adolescent_health/topics/prevention_care/child/imci/en/>.
16. Badshah S, Mason L, McKelvie K, et al. Risk factors for low birthweight in the public-hospitals at Peshawar, NWFP-Pakistan. *BMC public health.* 2008;(8):197-206.
17. Araújo BF, Tanaka ACA. Fatores de risco associados ao nascimento de recém-nascidos de muito baixo peso em uma população de baixa renda. *Cad Saúde Pública.* 2007;23(12):2869-77.
18. Vohr BR, Tyson JE, Wright LL, et al. Maternal age, multiple birth, and extremely low birth weight infants. *J Pediatr.* 2009;154(4):498-503.
19. Conde-Agudelo A, Rosas-Bermúdez A, Kafury-Goeta AC. Birth spacing and risk of adverse perinatal outcomes: a meta-analysis. *JAMA.* 2006;295(15):1809-23.
20. Ward C, Lewis S, Coleman T. Prevalence of maternal smoking and environmental tobacco smoke exposure during pregnancy and impact on birth weight: retrospective study using Millennium Cohort. *BMC public health.* 2007;(7):81-6.
21. Azenha VM, Mattar MA, Cardoso VC, et al. Peso insuficiente ao nascer: estudo de fatores associados em duas coortes de recém-nascidos em Ribeirão Preto, São Paulo. *Rev Paul Pediatr.* 2008;26(1):27-35.
22. Chodick G, Shalev V, Goren I, et al. Seasonality in birth weight in Israel: new evidence suggests several global patterns and different etiologies. *Ann Epidemiol.* 2007;17(6):440-6.
23. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, Brasil [Internet]. Ranking do IDH-M dos municípios do Brasil. Disponível em: <<http://www.pnud.org.br/atlas/ranking/IDH-M%2091%2000%20Ranking%20decrecente%20%28pelos%20dados%20de%202000%29.htm>>.
24. Iglesias R, Jha P, Pinto M, et al. Controle do tabagismo no Brasil. Banco Internacional para Reconstrução e Desenvolvimento/ Banco Mundial, Washington, 2007. Disponível em: <<http://portal.saude.gov.br/portal/arquivos/pdf/Controle%20do%20Tabagismo%20no%20Brasil.pdf>>.
25. Silveira DS, Santos IS. Adequação do pré-natal e peso ao nascer: uma revisão sistemática. *Cad Saúde Pública.* 2004;20(5):1160-68.
26. Ministério da Saúde. O Direito ao Pré-Natal. Portal da Saúde, SUS. Disponível em: <http://portal.saude.gov.br/portal/saude/visualizar_texto.cfm?idtxt=615>.
27. Scowitz IKT, Santos IS. Fatores de risco na recorrência do baixo peso ao nascer, restrição de crescimento intra-uterino e nascimento pré-termo em sucessivas gestações: um estudo de revisão. *Cad Saúde Pública.* 2006;22(6):1129-36.

Tabela 1 - Distribuição das características maternas sócio- demográficas e resultados da regressão-logística bruta.

Variáveis	Total		Caso		Controle		OR	(IC95%)	p
	N	%	N	%	N	%			
Idade materna (anos)									0,013
20 <35	181	66,1	79	57,5	102	74,5	1,00		
≤19	63	23,0	39	28,5	24	17,5	2,10	(1,17-3,78)	
≥35	30	10,9	19	13,9	11	8,0	2,23	(1,01-4,96)	
Coabitação com companheiro									0,234
Sim	233	85,0	113	82,5	120	87,6	1,00		
Não	41	15,0	24	17,5	17	12,4	0,67	(0,34-1,31)	
Escolaridade									0,303
Ensino superior completo	16	5,8	10	7,3	6	4,4	1,00		
Sem ensino superior	258	94,2	127	92,7	131	95,6	0,58	(0,21-1,65)	
Atividade materna									0,177
Em casa	113	41,2	62	54,9	51	45,1	1,00		
Fora de casa	161	58,8	75	46,6	86	53,4	0,72	(0,44-1,16)	
Tabagismo									0,277
Não	223	81,4	108	78,8	115	83,9	1,00		
Sim	51	18,6	29	21,2	22	16,1	1,40	(0,76-2,59)	
Alcoolismo									0,652
Não	269	98,2	134	97,8	135	98,5	1,00		
Sim	5	1,8	3	2,2	2	1,5	1,51	(0,25-9,19)	

Testes estatísticos: análises univariada, bivariada e regressão logística bruta

Tabela 2 - Distribuição das variáveis maternas obstétricas e do recém-nascido e resultados da regressão-logística bruta.

Variáveis	Total		Caso		Controle		OR	(IC95%)	p
	N	%	N	%	N	%			
Número de consultas pré-natais									0,042
≥5	199	72,6	92	67,2	107	78,1	1,00		
≤4	75	27,4	45	32,8	30	21,9	1,75	(1,02-2,99)	
Atraso à 1ª consulta pré-natal									0,626
Não	156	56,9	80	58,4	76	55,5	1,00		
Sim	118	43,1	57	41,6	61	44,5	0,89	(0,55-1,43)	
Paridade									0,039
2 <4	110	40,1	45	32,8	65	47,4	1,00		
1 (primípara)	127	46,4	73	53,3	54	39,4	1,95	(1,16-3,28)	
≥4	37	13,5	19	13,9	18	13,1	1,53	(0,72-3,22)	
Aborto prévio									0,340
Não	226	82,5	110	80,3	116	84,7	1,00		
Sim	48	17,5	27	19,7	21	15,3	1,36	(0,72-2,54)	
RNBP*									0,194
Não	241	88,0	117	85,4	124	90,5	1,00		
Sim	33	12,0	20	14,6	13	9,5	1,63	(0,78-3,43)	
Intervalo intergestacional (meses)									0,424
19 <60	62	41,9	23	35,9	39	46,4	1,00		
≤18	24	16,2	12	18,8	12	14,3	1,70	(0,66-4,39)	
≥60	62	41,9	29	45,3	33	39,3	1,50	(0,73-3,05)	
Tratamento para ITU									0,460
Não	164	60,9	79	57,7	85	62,0	1,00		
Sim	110	40,1	58	42,3	52	38,0	1,20	(0,74-1,95)	
Sexo do RN									0,277
Masculino	142	51,8	76	55,5	66	48,2	1,00		
Feminino	132	48,2	61	44,5	71	51,8	1,34	(0,83-2,16)	
IG† (semanas)									<0,001
≥37	177	64,6	43	31,4	134	97,8	1,00	(29,42-	
≤36	97	35,4	94	68,6	3	2,2	97,64	324,10)	
Tipo de parto									0,808
Vaginal	150	54,7	74	54,0	76	55,5	1,00		
Cesariano	124	45,3	63	46,0	61	44,5	1,06	(0,66-1,71)	

*RNBP = Recém-nascido de baixo peso ao nascer. †IG = Idade Gestacional. Testes estatísticos: análises univariada, bivariada e regressão logística bruta

Tabela 3 - Resultado do modelo ajustado da regressão logística.

Variáveis	OR	(IC95%)	ORaj	(IC95%)	p
Idade materna (anos)					0,013
20-35	1,00		1,00		
≤19	2,10	(1,17-3,78)	1,75	(0,91-3,35)	0,094
≥35	2,23	(1,01-4,96)	2,64	(1,10-6,34)	0,030
Número de consultas pré-natais					0,042
≥5	1,75	(1,02-2,99)	2,01	(1,12-3,61)	0,019
≤4					
Paridade					0,039
2-4	1,00		1,00		
1 (primípara)	1,95	(1,16-3,28)	2,45	(1,35-4,44)	0,003
≥4	1,53	(0,72-3,22)	1,12	(0,49-2,60)	0,784
RNBP* prévio					0,194
Não	1,00		1,00		
Sim	1,63	(0,78-3,43)	2,57	(1,11-5,92)	0,027

*RNBP = Recém-nascido de baixo peso ao nascer. Testes estatísticos: regressão logística ajustada

Endereço para Correspondência:
 Paulo Fernando Brum Rojas
 Av. Pedra Branca, 25 – Cidade Universitária Pedra Branca
 Palhoça – SC
 CEP: 88132-000
 E-mail: artigosaf@gmail.com