

現状では、この満足度は平成25年度厚生労働科学研究(山縣班)「親と子の健康度調査」において63.7%であり、平成21年から平成25年の調査で約7ポイント増加したことから、5年後中間評価時に約7ポイント増加の70%を、その後の5年では増加率を倍増させ、最終評価時に85%を目指すこととした。

指標4：むし歯のない3歳児の割合

ベースライン：81.0% (平成24年度雇用均等・児童家庭局母子保健課調べ(3歳児歯科健康診査実施状況)) / 中間評価(5年後) 目標：85.0% / 最終評価(10年後) 目標：90.0%

目標設定の考え方：

平成15年68.7%から平成19年74.1%は4年間で+5.4%の改善、平成19年74.1%から平成24年81.0%は5年間で+6.9%の改善が見られている。100%に近づくに連れて、改善は減速すると考えられるため、おおむね5年間で5%の改善を目標とする。

3. 健康行動の指標

指標5：妊娠中の妊婦の喫煙率

ベースライン：3.8% (平成25年度厚生労働科学研究(山縣班)親と子の健康度調査) / 中間評価(5年後) 目標：0% / 最終評価(10年後) 目標：0%

目標設定の考え方：

妊娠中の妊婦の喫煙率について、「健康日本21(第二次)」では、妊娠中の喫煙をなくすことが目標とされているため、0%を目指すこととした。

指標6：育児期間中の両親の喫煙率

ベースライン：父親：41.5% 母親：8.1% (平成25年度厚生労働科学研究(山縣班)親と子の健康度調査) / 中間評価(5年後) 目標：父親：30.0% 母親：6.0% / 最終評価(10年後) 目標：父親：20.0% 母親：4.0%

目標設定の考え方：

育児期間中の両親の喫煙率についてもなくすことを目指すが、今後10年間はこれまでの10年間の減少の程度を踏まえ、着実に半減させることを目指すこととした。

指標7：妊娠中の妊婦の飲酒率

ベースライン：4.3% (平成25年度厚生労働科学研究(山縣班)親と子の健康度調査) / 中間評価(5年後) 目標：0% / 最終評価(10年後) 目標：0%

目標設定の考え方：

妊娠中の妊婦の飲酒率について、「健康日本21(第二次)」では、妊娠中の飲酒をなくすことが目標とされているため、0%を目指すこととした。

指標8：乳幼児健康診査の受診率

ベースライン：未受診率3～5か月児：4.6% 1歳6か月児：5.6% 3歳児：8.1% (平成23年度地域保健・健康増進事業報告) / 中間評価(5年後) 目標：3～5か月児：3.0% 1歳6か月児：4.0% 3歳児：6.0% / 最終評価(10年後) 目標：3～5か月児：2.0% 1歳6か月児：3.0% 3歳児：5.0%

目標設定の考え方：

受診率を100から引いた差で未受診率を求め、未受診率の減少を目指す。いずれの健診でも直近10年間は減少の傾向にある。引き続き国民の意識が改善するための啓発活動などにより、現在の減少傾向がさらに続くことを目標とする。なお、ベースラインは現在入手可能な直近値(平成23年度)とし、近似曲線から目標設定した。

指標9：小児救急電話相談(#8000)を知っている親の割合

ベースライン：61.2% (#8000を知っている3・4か月児の親の割合) (平成26年度厚生労働科学研究(山縣班)親と子の健康度調査(追加調査)) / 中間評価(5年後) 目標：75.0% / 最終評価(10年後) 目標：90.0%

目標設定の考え方：

小児救急電話相談（#8000）の相談対象患児の年齢分布を見ると、0歳児が最も多く、次いで1歳児である※。子育てをする上で出生後早期に#8000を知ることは大切であり、ベースラインの値を#8000を知っている3・4か月児の親の割合とした。

平成26年度に厚生労働科学研究（山縣班）において親と子の健康度調査（追加調査）を実施し、その結果からベースライン値を61.2%と設定し、中間評価および最終評価の目標値を、それぞれ、75.0%・90.0%とした。

※島根県の相談実績（平成19年9月から平成24年8月）：0歳児32.9%、1歳児27.2%

指標10：子どものかかりつけ医（医師・歯科医師など）を持つ親の割合

ベースライン：《医師》3・4か月児：71.8% 3歳児：85.6%《歯科医師》3歳児：40.9%（平成26年度厚生労働科学研究（山縣班）親と子の健康度調査（追加調査））／中間評価（5年後）目標：《医師》3・4か月児：80.0% 3歳児：90.0%《歯科医師》3歳児：45.0%／最終評価（10年後）目標：《医師》3・4か月児：85.0% 3歳児：95.0%《歯科医師》3歳児：50.0%

目標設定の考え方：

子どものかかりつけ医師を持つ親の割合とかかりつけ歯科医師を持つ親の割合には隔たりが見られ、分けて調査することとなった。これまで不安定な推移をしている指標であるが、医師、歯科医師いずれも、今後5年間で5%程度の改善を目標とした。

また、本指標のベースライン値、中間評価、最終評価の目標値は平成26年度に調査し、設定することとしていた。平成26年度に厚生労働科学研究（山縣班）において「親と子の健康度調査」（追加調査）を実施し、その結果からベースライン値を医師：3・4か月児71.8%、3歳児85.6%、歯科医師：3歳児40.9%と設定した。また、中間評価および最終評価の目標値を、それぞれ、医師：3・

4か月児80.0%・85.0%、3歳児90.0%・95.0%、歯科医師：3歳児45.0%・50.0%とした。

指標11：仕上げ磨きをする親の割合

ベースライン：69.6%（平成26年度厚生労働科学研究（山縣班）親と子の健康度調査（追加調査））／中間評価（5年後）目標：75.0%／最終評価（10年後）目標：80.0%

目標設定の考え方：

子どもが磨いた後、親が仕上げ磨きをすることは、親にとって、子どもの歯の健康への意識を高めると同時に、親子で健康的な生活習慣を育むこととなり、また、親子の交流という意味からも、児の発達に対して良い影響を与える行為である。また、早期から子ども自ら磨くという行為は、自分の歯を大切にするという健康観を育成し、毎日続けるという健康習慣の獲得につながり、その後のう歯等の予防といったアウトプットに直接影響を及ぼすと考えられる。しかしながら、調査においては「保護者だけで磨いている」割合が19.3%に上り、子ども自身が先に磨くということの意義が十分に浸透していないと考えられた。従って、本指標は「子どもが磨いた後、保護者が仕上げ磨きをしている」割合の変化を見ることとした。

平成26年度に厚生労働科学研究（山縣班）において「親と子の健康度調査」（追加調査）を実施し、その結果からベースライン値を69.6%と設定した。また、中間評価および最終評価の目標値を、それぞれ、75.0%・80.0%とした。

4. 環境整備の指標

指標12：妊娠届出時にアンケートを実施する等して、妊婦の身体的・精神的・社会的状況について把握している市区町村の割合（新）

ベースライン：92.8%（平成25年度母子保健課調査）／中間評価（5年後）目標：100%／最終評価（10年後）目標：—

目標設定の考え方：

妊婦の身体的・精神的・社会的な状況を把握することは、母子保健の観点から重要である。そのため、(年間出生数が少ない村等における、アンケート等を用いず面接で把握している実態を含め)全市区町村において妊娠届出時に、妊婦の状況を把握する取り組みの状況を指標とした。平成25年ベースライン調査ではすでに92.8%の市区町村で実施されているため、5年後に100%の実施を目指し、5年で達成させるべき環境整備の目標とした。

指標13:妊娠中の保健指導(母親学級や両親学級を含む)において、産後のメンタルヘルスについて、妊婦とその家族に伝える機会を設けている市区町村の割合(新)

ベースライン：43.0% (平成25年度母子保健課調査) / 中間評価(5年後) 目標：75% / 最終評価(10年後) 目標：100%

目標設定の考え方：

周産期のメンタルヘルスについては、予防が重要である。妊婦自身やその家族が、妊娠中から、産後のメンタルヘルスについて正しい知識と対処方法を知り、予防行動や早期発見・早期対応をとることが望ましい。そのためには、保健医療従事者は、母親学級や両親学級等妊娠中の保健指導のプログラムに、産後のメンタルヘルスに関する内容を組み入れ、情報提供をしていく必要がある。

平成25年度母子保健課調査の結果よりベースライン値を43.0%とし、中間評価の目標を75.0%、最終評価の目標を100%とした。数値目標10年後の100%を目指し、直線的に増加することを見込んだ場合に、75.0%を中間評価時の目標とした。

指標14：産後1か月でEPDS9点以上を示した人へのフォロー体制がある市区町村の割合(新)

ベースライン：11.5% (平成25年度母子保健課調査) / 中間評価(5年後) 目標：50.0% / 最終評価(10年後) 目標：100%

目標設定の考え方：

周産期のメンタルヘルスは、母子保健の重要な健康課題であり、EPDSを活用しスクリーニングを行う市区町村が増加していることから、一定程度取り組みが進んできていると考えられる。スクリーニングを行うに当たっては、ハイリスク者への対応を整備しておくことが重要であり、継続的なフォロー体制が望まれる。特に、早期に対応することにより発症予防、早期回復につながることから、産後早期の体制整備が重要である。また、母親自身のメンタルヘルスのみならず、父親のメンタルヘルス等同居家族の状況が、母親自身や育児環境へも影響することから、併せて支援していく必要がある。

そこで、本指標では、産後1か月までにEPDSを実施し、そのフォロー体制を整備している市区町村の割合を増加させていくことを目指す。すでに、産後8週あるいはそれ以降でもEPDSを実施し、フォロー体制を整備している自治体が55.9%あることが調査で明らかになったことから、より産後早期の支援体制の確立を目指し、5年後に50.0%、10年後に100%の整備を目指すこととした。

ベースライン値には平成25年度の母子保健課調査(市区町村用)の調査結果を使用することとし、11.5%とした。中間評価および最終評価の目標値は、それぞれ、50.0%・100%とした。

指標15：ハイリスク児に対し保健師等が退院後早期に訪問する体制がある市区町村の割合、市町村のハイリスク児の早期訪問体制構築等に対する支援をしている県型保健所の割合(新)

ベースライン：市区町村：24.9% 県型保健所：81.9% (平成25年度母子保健課調査) / 中間評価(5年後) 目標：市区町村：50.0% 県型保健所：90.0% / 最終評価(10年後) 目標：市区町村：100% 県型保健所：100%

目標設定の考え方：

未熟児訪問事業は、保健所を中心として実施し、近年件数の増加が認められる(未熟児訪問指

導の被実人員：平成14年度50,252、平成20年度53,627、平成23年度59,056)。平成25年度から未熟児養育医療や未熟児訪問の実施主体が市区町村に移譲されるなど、低出生体重児への支援体制が大きく変化した。切れ目ない妊産婦・乳幼児保健を維持、向上させるためにも、ハイリスク児に対し保健師等が退院後早期に訪問する体制が多く市区町村で整えられる必要があるが、平成25年度ベースライン調査では整備されている市区町村の割合はいまだ24.9%である。また従来、県型保健所が中心となって実施してきた事業であり、県型保健所は市区町村の体制整備に必要な支援を行う必要がある。この点については、現状でも81.9%が支援していると回答している。県型保健所が有効な支援を行い、その支援が市区町村の体制整備につながることを望まれる。

市区町村の目標値は、5年後にベースラインの24.9%から倍増の50.0%、10年後には100%を目指す。県型保健所の目標値は、10年後の100%を目指して、5年後はベースラインの81.9%との中間の90.0%とした。

指標16：乳幼児健康診査事業を評価する体制がある市区町村の割合、市区町村の乳幼児健康診査事業の評価体制構築への支援をしている県型保健所の割合（新）

ベースライン：市区町村：25.1% 県型保健所：39.2%（平成25年度母子保健課調査）／中間評価（5年後）目標：市区町村：50.0% 県型保健所：80.0%／最終評価（10年後）目標：市区町村：100% 県型保健所：100%

目標設定の考え方：

平成25年度ベースライン調査では、市区町村用調査項目

- ①乳幼児健診事業の実施状況に対する評価（事業企画時に目標値を定め、その達成状況を把握）をしている。
- ②フォローアップ状況に対する評価をしている。
- ③他機関との連携状況に対する評価をしている。

- ④事業実施による改善状況の効果を把握している。
 - ⑤母子保健計画等において、乳幼児健康診査に関する目標値や指標を定めた評価をしている。
- の①から⑤の実施割合は43.1%から65.3%であるが、全て実施している市町村は25.1%と4分の1であった。また、市町村の乳幼児健康診査事業の評価体制構築への具体的な支援をしている県型保健所も39.2%と約4割に過ぎなかった。県型保健所の有効な支援を基に乳幼児健康診査事業の実施主体である市区町村において的確な事業評価がなされるように、共に10年後の100%実施を目標とし、市区町村と県型保健所が互いに連携しながら評価体制を構築していくことを念頭に、5年後の目標はベースライン時の倍増である市区町村50.0%と県型保健所80.0%とした。

【参考文献】

- 1) 厚生労働省 (2013). 「健やか親子21」最終評価報告書.
- 2) 厚生労働省 (2014). 「健やか親子21 (第2次)」について検討会報告書.
- 3) 平成25年度厚生労働科学研究費補助金 成育疾患克服等次世代育成基盤研究事業「健やか親子21」の最終評価・課題分析及び次期国民健康運動の推進に関する研究 平成25年度総括・分担研究報告書 (研究代表者 山縣然太郎)
- 4) 平成26年度厚生労働科学研究費補助金 健やか次世代育成総合研究事業「健やか親子21」の最終評価・課題分析及び次期国民健康運動の推進に関する研究 平成26年度総括・分担研究報告書 (研究代表者 山縣然太郎)

平成27年度総会学会・特別講演

乳幼児健診の目指すもの

— 「健やか親子21（第2次）」の達成に向けて—

山崎 嘉久

はじめに

乳幼児健康診査（以下、「乳幼児健診」とする。）は、母子健康手帳とともにわが国の母子保健事業の基盤として広く実施され、3～4か月児、1歳6か月児、3歳児健診においては、全国どの市町村でも高い受診率が得られている。しかしながら、精度管理や他機関と連携したフォローアップの評価など未だ現場で苦慮する課題も多く、また市町村ごとの実施体制や実施内容の違いが、住民の健康格差につながるため工夫が必要である。平成24～26年度厚生労働科学研究（健やか次世代育成総合研究事業）

「乳幼児健康診査の実施と評価ならびに多職種連携による母子保健指導のあり方に関する研究」班（以下、「研究班」とする。）では、標準的な乳幼児健診のあり方を目的とした検討を行い、その成果を「標準的な乳幼児期の健康診査と保健指導に関する手引き～「健やか親子21（第2次）」の達成に向けて～」^{1,2}（以下、「手引き」とする。）にまとめた。

1 「手引き」の特徴

「手引き」では、乳幼児健診事業における市町村と都道府県の役割を示すとともに、「健やか親子21（第2次）」の指標の考え方も盛り込んだ。

市町村の乳幼児健診事業は、母子保健法とその関連法令や国からの通知等を根拠とし、都道府県が広域的な支援として作成した「都道府県マニュアル」、

関連の学会や団体等が専門分野の知見をまとめた「ガイドライン・市販書籍等」などの情報に基づいて運営されている。（図1）。「手引き」は、主に乳幼児健診事業の計画立案、精度管理、標準的な保健指導の手法や事業評価の基本的な考え方を示すものである。

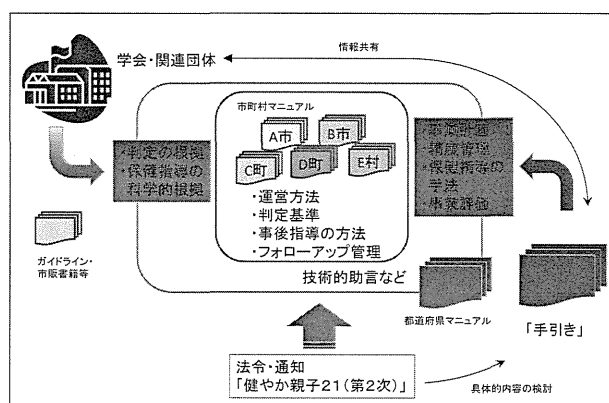


図1 「手引き」の特徴

2 乳幼児健診の意義

1) 健康状況の把握

個別の対象者の健康状況の把握にとどまらず、個別の状況を地域の健康状況の把握につなげることが乳幼児健診の意義の一つである。

「健やか親子21（第2次）」では、健康水準の指標や健康行動の指標の一部を乳幼児健診の全国共通の問診項目に定めて市町村ごとに集計し、平成27年度から毎年母子保健課調査として計上される。共通の問診項目³は、妊娠期や子育て期の家族の喫煙状

Standardization of child health examination

— How can we expand the "Sukoyaka Family 21 (second phase)" ?

Yoshihisa YAMAZAKI

あいち小児保健医療総合センター

Aichi Children's Health and Medical Center

況などの生活習慣や、育てにくさを感じた時の対処状況、ゆったりした気分子どもと過ごしているかなど、個別の対象者の健康状況を把握して保健指導につなげるとともに、地域の状況の把握にも活用できるものである。子育てに関する状況や子育て支援のニーズが把握できる項目も含まれており、その集計値を子育て支援のニーズと捉えた活用が可能である。

2) 支援者との出会いの場

健診の場は、対象者が一方的に指導される場ではなく、親子が健診に参加し、地域の関係機関の従事者と出会い、支援を円滑に開始するために活用される意義もある。乳児家庭全戸訪問事業や妊娠届出時からハイリスク妊婦を把握する活動など、乳幼児健診の前に関係機関の従事者が親子に出会う機会が増えている。乳幼児健診は、関係者との信頼関係を結ぶ場としても重要である。

「健やか親子21」の指標のひとつであった『子育て支援に重点を置いた乳幼児健診』は、21世紀初頭の小児保健のテーマとして画期的な視点⁴であった。平成25年度の最終評価では90.3%の自治体を取り組んでいるとの結果⁵が得られた。しかし基盤が整備されても、ニーズを持つ親子に支援が届かなければ意味がない。未受診者も含めて、すべての親子に必要な支援につなげることが、今後の乳幼児健診の目指すべき姿である。

3) 多職種が連携した保健指導による支援

「手引き」では、標準的な保健指導の考え方を①親子の顕在的および潜在的健康課題を明確化し、その健康課題の解決に向けて親子が主体的に取り組むことができるように支援すること、②全国どこの市町村でも、健診従事者が多職種間で情報を共有し、連携して保健指導を実施することで、全ての親子に必要な支援が行き届くことを保障するものとした。

多職種が連携した保健指導では、各専門職種が有する技術や知識を健診に応用することなど、多角的な視点が求められる。単に健診に従事する職種の数を増やすことではなく、限られた人材の中でも多分野の専門知識と技量を従事者間で共有し、工夫する

ことにより、分野間で切れ目のないサービスや支援を提供することが重要である。

4) 一貫した行政サービスを提供するための共通の基盤づくり

子育て世代の生活状況はきわめて多様であり、また里帰り出産や転居など移動することが少なくない。居住地域が変わっても一貫した母子保健サービスが提供される必要がある。すべての都道府県と市町村において共通の標準的な健診事業の基盤を整えるために、事業計画と評価に基づいた事業の実施が必要である。

3 乳幼児健診事業に対する評価

乳幼児健診事業の評価について、これまで標準的な手法等は示されていない。研究班では、全国調査⁶から市町村の実態を把握し、考え方を「手引き」に示した。この成果を踏まえ「健やか親子21(第2次)」では、市町村*¹(5項目)および県型保健所(4項目)の乳幼児健診事業の評価に関する指標が示された。

1) 市町村の指標(表1)

①母子保健計画において、乳幼児健康診査に関する目標値や指標を定めた評価をしている。

市町村の母子保健計画において、乳幼児健康診査に関する指標や目標値を定め、定期的に検証することがPDCAサイクルに基づいた事業評価の基本となる。例えば、受診率や未受診者の把握率(現認率:「手引き」p.125参照)、事後教室の参加者数などを指標とする。目標値の設定にあたっては、単に数値を羅列するのではなく、目標値の必要性やこれを達成するために必要なインプット(予算や人材等)を明らかにすべきである。

②疾病のスクリーニング項目に対する精度管理を実施している。

③支援の必要な対象者のフォローアップ状況について、他機関と情報共有して評価している。

疾病のスクリーニングの精度管理と、支援の必要な対象者のフォローアップの評価が分けて示されたことは画期的である。「手引き」に評価方法の例示を示したが、実際に応用するためには従来の集計区

分の変更などが必要である。その考え方については「5. 精度管理とフォローアップの評価の考え方」に記述した。

④健診医に対して精検結果等の集計値をフィードバックしているとともに、個別ケースの状況をそのケースを担当した健診医にフィードバックしている。

精密検査機関からの報告や精度管理の結果、支援対象者のフォローアップの状況などを健診医に集計値としてフィードバックするとともに、個別ケースの状況を健診担当医にフィードバックすることで、健診の質の向上が期待される。

⑤（歯科や栄養、生活習慣など）地域の健康度の経年変化等を用いて、乳幼児健診の保健指導の効果を評価している。

むし歯の発生率などの歯科や栄養、生活習慣などに関する保健指導は、問診結果の集計値から求めた地域の健康状況の経年変化を用いて評価することができる。沖縄県においては、健診の個別データから集団寄与危険リスクを求め、「1歳6か月時からの毎日の仕上げ磨き」「両親の禁煙」「3歳児におやつを決めてあげること」に取り組むことが3歳児のむし歯の有病率の減少により効果的であることを示す報告⁷など、すでに評価の具体例が認められている。

表1 基盤課題A-16 乳幼児健康診査事業を評価する体制がある市区町村の割合

<p>①母子保健計画*において、乳幼児健康診査に関する目標値や指標を定めた評価をしている。</p> <p>②疾病のスクリーニング項目に対する精度管理を実施している。</p> <p>③支援の必要な対象者のフォローアップ状況について、他機関と情報共有して評価している。</p> <p>④健診医に対して精検結果等の集計値をフィードバックしているとともに、個別ケースの状況をそのケースを担当した健診医にフィードバックしている。</p> <p>⑤（<u>歯科や栄養、生活習慣など</u>）地域の健康度の経年変化等を用いて、乳幼児健診の保健指導の効果を評価している。</p> <p>算出方法： ①～③のすべてに「1. はい」と回答した市区町村数/全市区町村数×100</p> <p>*母子保健計画には、次世代育成支援対策推進法に基づく行動計画や、健康増進計画等と一体的に策定している場合も含める。</p>
--

2) 県型保健所の指標 (表2)

都道府県の母子保健計画で目標値を定めて評価するとともに、例えば市町村の精度管理や支援対象者のフォローアップの状況など評価項目を決めて、管内市町村の情報を収集し比較検討することが求められている。

表2 基盤課題A-16 乳幼児健康診査事業を評価する体制がある県型保健所の割合

<p>①都道府県の母子保健計画*に乳幼児健康診査に関する目標を定めて評価をしている。</p> <p>②評価項目を決めて、健診情報を収集し比較検討などの分析をしている。</p> <p>③健診結果の評価に関する管内会議を開催している。</p> <p>④市町村向けの研修において、乳幼児健康診査事業の評価方法に関する内容が含まれている。</p> <p>算出方法： ①と②のいずれにも「1. はい」と回答した県型保健所の数/全県型保健所数×100</p> <p>*母子保健計画には、次世代育成支援対策推進法に基づく行動計画や、健康増進計画等と一体的に策定している場合も含める。</p>
--

4 判定のばらつき

愛知県では、県や保健所が管内の市町村や中核市とともに母子健康診査マニュアル⁸を用いた乳幼児健診に取り組んでいる。医師や歯科医師の判定基準を示すとともに、平成23年度から従来の要指導、要観察などの区分ではなく、診察時の所見の有無などの判定結果を集計している。市町間で判定結果が大きく異なっている項目を例示する。

1) 股関節開排制限

平成25年度の3～4か月児健診の股関節開排制限の判定について、保健所管内48市町村と3中核市から41,616件の集計値が得られ、うち「所見あり」は808件(1.9%)であった。これを47市町(データ数50未満の町村を除く)で比較すると、最大8.2%から最小0%まで大きな違いが認められた(図2)。特に1.0%未満が18市町(38.3%)を占めていた。

乳児股関節脱臼は、オムツの当て方などの保健指導や生活環境の変化などに伴い、発生頻度が大きく

減少した疾病である。しかし、その減少に伴って疾患に対する認識が薄れ、近年、乳幼児健診での見逃しを指摘する報告^{9, 10}が認められる。日本小児整形外科学会Multi-Center Study委員会の調査¹¹（対象：全国782施設、平成23年4月～平成25年3月）によれば、未整復の乳児股関節脱臼1,347例のうち1歳以上で初めて診断された例が217例、うち健診を受けていた例は190例、受けていなかった例は1例、不明が26例であった。

判定の少ないことが、すべて見落としにつながるとはいえないものの、判定頻度が少ない場合には、医師の判定手技の確認、保護者に対する保健指導の強化や、判定後の紹介機関の確保など都道府県とともに地域のフォローアップ体制も加味した対応が必要である。さらに見逃し例を把握した場合には、その状況を診察医にフィードバックすることが精度の向上につながる。

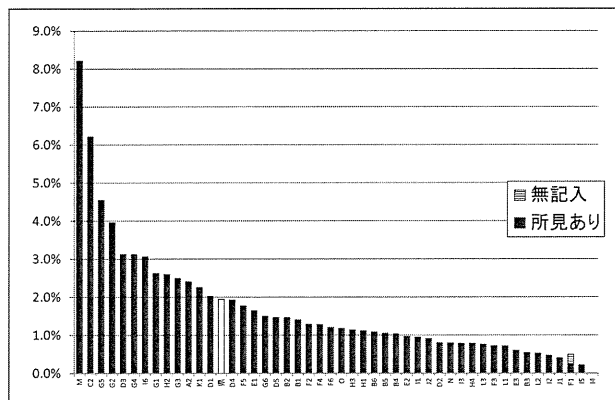


図2 股関節開排制限の判定頻度の市町間比較

対象：愛知県保健所管内44市町と3中核市の3～4か月健診受診児41,552例。（平成25年度、母子健康診査マニュアルに基づく集計値）

2) 視覚検査

平成25年度の3歳児健診の視覚検査の判定について、保健所管内48市町村と3中核市から41,920件の集計値が得られた。うち精密検査対象例（「異常の疑いあり」）が2,203件（5.3%）、無記入例が3,977件（9.5%）であった。47市町（データ数50未満の町村を除く）の比較を図3に示す。精密検査対象例の頻度は、6市町が県平均の倍以上にあたる10%以上であったのに対し、21市町は県平均の半分以下であった。

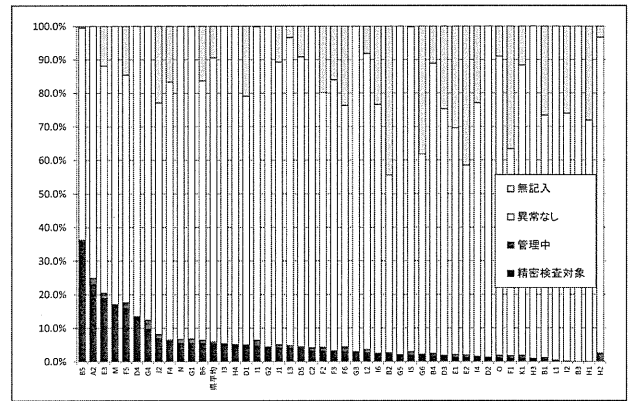


図3 視覚検査の判定頻度の市町間比較

対象：愛知県保健所管内44市町と3中核市の3歳児健診受診児41,833例。（平成25年度、母子健康診査マニュアルに基づく集計値）

無記入例の頻度別に精密検査対象例の頻度を検討すると、無記入例が0%であった市町に比べて、無記入例の多い市町は精密検査対象例の頻度が明らかに少ない（表3）。県全体で精密検査対象者に対する弱視等の発見頻度が集計されていないため、どの程度精密検査対象と判定するのが適切であるのかは不明であるが、無記入例の多い市町で見逃しが起こる可能性は高いと言える。文献上も視覚検査の判定のばらつき¹²や見逃し例^{13, 14}が報告されている。

表3 視覚検査における無記入例の頻度と精密検査対象例の頻度

無記入例の頻度	精密検査対象例の頻度	市町数
0%	7.4%	16
1%～10%	4.9%	8
10%～20%	5.0%	9
20%～30%	1.7%	9
30%～	1.5%	5

対象：愛知県保健所管内44市町と3中核市の3歳児健診受診児41,833例。（平成25年度、母子健康診査マニュアルに基づく集計値）

上記以外に、3～4か月児健診における尿検査、3歳児健診で実施される検尿の判定頻度も大きく異なっていた¹⁵。日本小児腎臓病学会の3歳児検尿の全国調査¹⁶では、検尿の事後措置がシステムとして確立されていない地域が多くを占めていたと報告さ

れ、システムの見直しを求める報告¹⁷も認められる。また、聴覚検査についても見逃し例の報告¹⁸が認められる。乳幼児健診において疾病をスクリーニングすることは、今も変わらず重要な意義を持つ。多様な内容を同時に実施しなければいけない現場の状況にあっても、精度管理の対象項目を焦点化するなどして改善が必要である。

5 精度管理とフォローアップの評価の考え方

乳幼児健診は、疾病のスクリーニングから、子どもの発育や発達の確認、生活習慣の確立に向けた支援、子育て支援につなげる保健指導などさまざまな内容を含んでいる。疾病のスクリーニングだけみても、股関節脱臼を発見する股関節検診^{2*}、先天性腎尿路奇形を発見する3歳児検尿、視覚検診や聴覚検診など多種多様な検診システムが混在している。

現在、国の地域保健・健康増進事業報告において、乳児健康診査、1歳6か月児健康診査、3歳児健康診査について、一般健康診査では、「異常なし」「既医療」「要観察」「要医療（再掲）精神面・（再掲）身体面」「要精密」の区分を、精密健康診査では、「異常なし」「要観察」「要医療（再掲）精神面・（再掲）身体面」の区分により、乳幼児健診の総合的な結果として集計されている。しかし、本来この区分は、精密健診で結果が得られる個別の健康課題、例えば視覚検査、聴覚検査や検尿など個々のスクリーニング項目に対して適応されるべきものである。現実には、市町村の独自判断で数値を報告しており、乳幼児健診の精度管理や評価に利用できない状況にある。

精度管理の適正化には、まず判定区分と保健指導の区分の考え方を整理する必要がある。

1) 健康状況を判定する区分

医師・歯科医師の診察所見は基本的には「所見あり・所見なし」で判定する。判定の際は、医師・歯科医師や計測担当者、検査担当者間で違いが生じないよう、市町村で手順や判定基準を定める必要がある。愛知県で実施されているように、都道府県単位で判定項目を共通とし、判定結果を集計することで、評価につなげることができる。

2) 保健指導に用いる区分

乳幼児健診は、複合的なシステムであることから、いくつかの異なった保健指導区分の考え方が必要である。例えば、健康状況を把握するための保健指導と支援の必要性に対する保健指導の区分には異なる考え方が必要である。ここでは、「手引き」から、保健指導の判定に用いる区分を引用する（図4）。特に〔例4〕に示した子育て支援の必要性を判定する区分は、支援対象者の明確化や評価に有用である¹⁹。区分の明確化により、適正な精度管理や、支援対象者のフォローアップの評価につなげることができる。

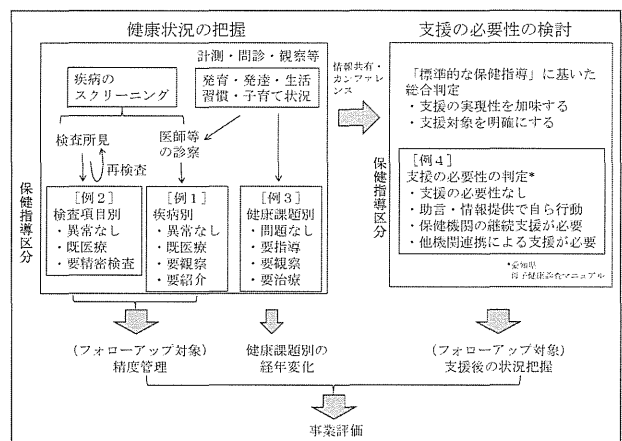


図4 保健指導の判定区分の考え方

3) 関係機関との情報共有

フォローアップ対象者の発達支援や子育て支援を評価するためには、保育所や、幼稚園・学校・教育委員会との情報共有が必要となる。新潟県三条市では、教育委員会と乳幼児健診の担当課を同じ組織とし、乳幼児期から学齢期の健診や支援の情報を一元管理している。しかし、そのような地域はごく限られており、乳幼児健診に携わる現場からは、関係機関との情報共有^{20, 21}が強く求められている。評価は、地域の基盤を整備し、子どもの健康や子育て支援の状況の改善を目的としている。児童福祉法の理念のもと、すべての子どもたちの健康と生活を保障するため、乳幼児健診を所管する自治体の母子保健主管部局と関係機関との円滑な情報共有が強く望まれる。

6 母子のライフサイクルを見据えた健康状況の把握

妊娠期からの児童虐待防止対策は、「健やか親子21（第2次）」の重点課題である。特定妊婦や要支援家庭への妊娠期からの支援には保健・福祉・医療等関係機関の連携が求められている。産前・産後サポート事業、産後ケア事業や利用者支援事業（母子保健型）による子育て世代包括支援センターの整備などの事業²²が始まっている。しかしこうした妊娠期からの支援事業の評価は十分ではない。愛知県では、妊娠届出書の項目を統一し、ハイリスク妊婦を早期に把握し支援につなげる試みが実施されている。モデル地域の自治体において実施した調査において、妊娠届出時から3～4か月児健診までに転出したケースが10%を超えて存在することが明らかとなった（表4）。対象地域の住民全体の転出者の割合^{3*}が平均3.6%であることから、その比率は相当に高い。かつ妊娠届出時のスクリーニング点数からリスクの高いグループは22.2%と高い頻度で転居を認めていた²³。妊娠期からの支援においては、市町村間の即時性のある情報共有が不可欠と言える。

表4 妊娠届出書によるスクリーニング点数と転出ケースの状況

スクリーニング点数	3～4か月健診					対象外 (流産等)	計
	受診	未受診	対象外（転出）				
			転妊 娠中 に出	転出 産後 に出	転出 計 (再掲)		
3点未満	178	1	13	5	18	8	205
	86.8%	0.5%	6.3%	2.4%	8.8%	3.9%	100.0%
3点以上	35		8	2	10		45
	77.8%		17.8%	4.4%	22.2%		100.0%
計	213	1	21	7	28	8	250
	85.2%	0.4%	8.4%	2.8%	11.2%	3.2%	100.0%

対象：モデル自治体5市において平成25年8月～9月に妊娠届出書を受理したケースのうち、各市連続50件ずつ計250件。

乳幼児健診は、地域の健康状況を把握する重要な機会であるが、妊婦健診や医療機関で実施される産婦健診や新生児期の健診、1か月児健診にも同様の意義を見出すことが可能である。沖縄県ではすでに

妊婦健診と乳幼児健診の個別データを連結²⁴し、妊婦の生活習慣や健康状況が児の体格に与える影響などが分析されている²⁵。今後、乳幼児健診と同様に把握率の高い学校健診とのデータ結合やさらに思春期の健康課題を妊婦健診と連携させるなど、それぞれの健診情報を共有化することで母子のライフサイクルを見据えた地域の健康状況の把握が可能となる（図5）。すべての子どもが健やかに育つ社会を構築するためには、「健やか親子21（第2次）」のみならず、少子化対策や貧困対策なども含めた地方自治体の事業を経年的に評価する情報の利活用が必要と考えられる。

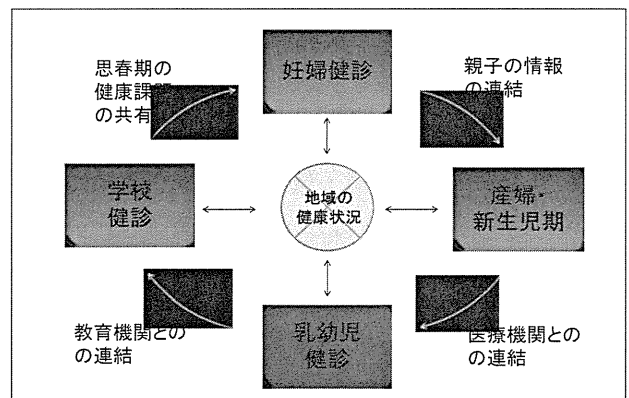


図5 母子のライフサイクルを見据えた健康状況の把握

文献

- 1 平成26年度厚生労働科学研究「乳幼児健康診査の実施と評価ならびに多職種連携による母子保健指導のあり方に関する研究」班（研究代表者山崎嘉久）編：標準的な乳幼児期の健康診査と保健指導に関する手引き ～「健やか親子21（第2次）」の達成に向けて～、2014
- 2 厚生労働省のホームページまたは「健やか親子21（第2次）」のホームページよりダウンロード可能
<http://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11900000-Koyoukintoujidoukateikyoku/tebiki.pdf>
http://rhino3.med.yamanashi.ac.jp/sukoyaka2/yamazaki_manual.html
- 3 厚生労働省雇用均等・児童家庭局母子保健課：

- 「健やか親子21(第2次)」の指標及び目標の決定並びに今後の調査法について(別添2)母子保健課調査として、新たに調査方法を変えて把握する指標
<http://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-11901000-Koyoukintoujidoukateikyoku-Soumuka/0000062903.pdf>
- 4 中村 敬：小児保健の現状と課題、提言 乳幼児健康診査からみて、小児保健研究 2011：70 巻記番号：5-6
 - 5 「健やか市町村別の「転出者数」を「人口総数」で除したものの、出典：社会・人口統計体系の市区町村データ親子21」の最終評価等に関する検討会(座長五十嵐隆)：「健やか親子21」最終評価報告書、平成25年11月 <http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/0000030389.html>
 - 6 山崎嘉久他：乳幼児健康診査の評価の実態に関する検討。厚生労働科学研究費補助金 成育疾患克服等次世代育成基盤研究事業「乳幼児健康診査の実施と評価ならびに多職種連携による母子保健指導のあり方に関する研究 平成24年度～26年度 総合研究報告書2015：33-40
 - 7 比嘉千賀子他：沖縄県における3歳児のむし歯の有病者率とその要因 沖縄県乳幼児健康診査システムの解析、沖縄の小児保健 2014：41：80-82
 - 8 愛知県健康福祉部編：母子健康診査マニュアル(改訂第9版)
 - 9 北川由佳ほか：乳児股関節健診、精査における問題点、日本小児整形外科学会雑誌、2014：23：107-109
 - 10 下村哲史：【見逃したくない境界領域の疾患】先天性股関節脱臼、小児科 2014：55：1953-1958
 - 11 JPOAマルチセンタースタディー委員会：発育性股関節脱臼(DDH完全脱臼)全国多施設調査の結果報告、日本小児整形外科学会誌 2014：23：S59
 - 12 橋本禎子：三歳児健診の地域格差、眼科臨床医報 2007：101：17-21
 - 13 渡邊央子：三歳児健診での弱視の見逃しについて、日本視能訓練士協会誌 2007：36：125-131
 - 14 坂本章子：三歳児眼科検診開始後に学校検診で発見された視力不良例、眼科臨床医報 2001：95：758-760
 - 15 山崎嘉久：小児保健の課題と展望「健やか親子21(第2次)」の達成に向けて、小児科2015：56：679-687
 - 16 柳原 剛他：乳幼児検尿全国アンケート調査、日本小児科学会雑誌 2012：116：97-102
 - 17 柳原 剛：検査・検尿 見直しが求められている3歳児検尿 成果と課題、今後の方向性、小児科診療 2014：77：723-728
 - 18 増田佐和子ほか：三歳児健診を過ぎて診断された難聴児の検討、小児耳鼻咽喉科 2008：29：259-264
 - 19 山崎嘉久：乳幼児健診における新しい評価の視点、日本小児科医会会報 2012：43：155-159
 - 20 河村一郎：【クローズアップ 子どもの健診・検診】小児期の健診・検診の継続性、小児内科 2013：45：460-463
 - 21 藤本 保：学校保健・学校安全の現状と課題 乳幼児保健と学校保健の接続、母子保健情報 2012：65：14-18
 - 22 <http://www8.cao.go.jp/shoushi/shinseido/administer/setsumeikai/h270123/pdf/s3-1.pdf>
 - 23 森智子他：妊娠期からの支援の評価等に関する検討、厚生労働科学研究費補助金 成育疾患克服等次世代育成基盤研究事業「乳幼児健康診査の実施と評価ならびに多職種連携による母子保健指導のあり方に関する研究 平成24年度～26年度 総合研究報告書2015：140-149
 - 24 仲宗根正他：沖縄県における妊婦健診・乳幼児健診等データの連結・利活用に関する研究、厚生労働科学研究費補助金 成育疾患克服等次世代育成基盤研究事業「健やか親子21」の最終評価・課題分析及び時期国民健康運動の推進に関する研究 平成25年度 総括・分担研究報告書2014：538-547

25 田中太一郎他：妊婦健診データと乳幼児健診データの連携利活用方法の検討. 厚生労働科学研究費補助金 成育疾患克服等次世代育成基盤研究事業「健やか親子21」の最終評価・課題分析及び時期国民健康運動の推進に関する研究 平成25年度 総括・分担研究報告書2014：548-555

- 1 * 市町村：「健やか親子21（第2次）」の指標名は「市区町村」であるが、本稿では「市町村」で表記する。
- 2 * 検診：特定の病気に対する早期発見・早期治療を目的とする「検診」と、健康診査の略である「健診」とを区別して記述する。
- 3 * 市町村別の「転出者数」を「人口総数」で除したもの、出典：社会・人口統計体系の市区町村データ（総務省統計局：統計でみる市区町村の姿 2014, <http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001053740&cy-code=0>)

RESEARCH ARTICLE

Macrosomic Neonates Carry Increased Risk of Dental Caries in Early Childhood: Findings from a Cohort Study, the Okinawa Child Health Study, Japan

Hiroshi Yokomichi^{1‡*}, Taichiro Tanaka², Kohta Suzuki¹, Tomoki Akiyama¹, Okinawa Child Health Study Group[¶], Zentaro Yamagata^{1*}

1 Department of Health Sciences, Division of Medicine, Graduate School Department of Interdisciplinary Research, University of Yamanashi, 1110 Shimokato, Chuo City, Yamanashi, Japan, **2** Department of Social Medicine, Faculty of Medicine, Toho University, 5-21-16, Ohmorinisi, Ohta Ward, Tokyo, Japan

‡ Current Address: Nuffield Department of Primary Care Health Sciences, University of Oxford, New Radcliffe House, Radcliffe Observatory Quarter, Woodstock Road, Oxfordshire, United Kingdom

¶ Membership of the Okinawa Child Health Study Group is listed in the Acknowledgments.

* zenymgt@yamanashi.ac.jp (ZY); hyokomichi@yamanashi.ac.jp (HY)



CrossMark
click for updates

 OPEN ACCESS

Citation: Yokomichi H, Tanaka T, Suzuki K, Akiyama T, Okinawa Child Health Study Group, Yamagata Z (2015) Macrosomic Neonates Carry Increased Risk of Dental Caries in Early Childhood: Findings from a Cohort Study, the Okinawa Child Health Study, Japan. *PLoS ONE* 10(7): e0133872. doi:10.1371/journal.pone.0133872

Editor: Karin Bammann, University of Bremen, GERMANY

Received: February 6, 2015

Accepted: July 3, 2015

Published: July 24, 2015

Copyright: © 2015 Yokomichi et al. This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Data Availability Statement: Due to ethical restrictions, data are available upon request from Professor Zentaro Yamagata (zenymgt@yamanashi.ac.jp).

Funding: This work was supported by the Ministry of Health, Labour and Welfare of Japan [Jisedai-Ippan (H25-002, <http://www.mhlw.go.jp/seisakunitsuite/bunya/hokabunya/kenkyujigyou/hojokin-koubo-h25/gaiyo/08.html>) to ZY] and by the Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology of Japan [Grant-in-Aid for Young Scientists (B)

Abstract

Background

Although many studies have discussed health risks in neonates with a low birth weight, few studies have focused on the risks in neonates with a high birth weight. The objective of this study was to determine whether differences in the incidence of dental caries in early childhood are associated with birth weight status.

Methods

A total of 117,175 children born in Okinawa Prefecture, Japan from 1997 to 2007 were included in this study. Medical professionals collected information about birth records, growth and development, parental child-rearing practices and dental health at 3 months, 18 months and 3 years of age. The risk of dental caries among neonates with macrosomia (birth weight ≥ 4000 g) was compared with that among neonates with normal weight (2500–3999 g). Sensitivity analyses included ‘large for gestational age’ (LGA, birth weight above the 90th percentile for gestational age), which was relative to ‘appropriate for gestational age’ (birth weight between 10th and 90th percentiles). Relative risks and relative risk increases were estimated by multivariate Poisson regression.

Results

At 3 years of age, the relative risk increases for dental caries after adjusting for confounding factors were 19% [95% confidence interval (CI), 11%–28%, $P < 0.001$] for macrosomic neonates and 12% (95% CI, 9%–16%, $P < 0.001$) for LGA neonates.

(24790614, <https://kaken.nii.ac.jp/d/p/24790614.en.html>) and Grant-in-Aid for Scientific Research (C) (15K08730, <https://kaken.nii.ac.jp/d/p/15K08730.en.html>) to HY]. The funders had no role in study design, data collection and analysis, decision to publish, or preparation of the manuscript.

Competing Interests: The authors have declared that no competing interests exist.

Conclusion

Macrosomia and LGA were associated with an increased risk of dental caries in early childhood. Particular attention should be paid to abnormally large neonates.

Introduction

Difficulties experienced during pregnancy and childbirth form the subject of on-going clinical and basic research worldwide. Children born to obese mothers exhibit increased rates of childhood obesity and subsequent paediatric lifestyle-related diseases;[1, 2] furthermore, a controlled maternal weight at birth reduces the risk of adulthood obesity.[3–6] Although numerous available studies have evaluated low birth weight as a risk factor for growth retardation, metabolic syndrome,[7] early puberty and attention-deficit hyperactive disorder (ADHD),[8] few have report the risks associated with macrosomia. Moreover, macrosomic infants are not carefully monitored.

The potential risk factors and preventive factors associated with paediatric dental caries include hypoplastic enamel,[9] early dental eruption, dental hygiene (brushing the teeth by parents, fluoridated water [10]), excess consumption of sweets,[11] prolonged breastfeeding,[12] prolonged nursing with a bottle,[13] irregular consumption of meals and snacks,[14] insufficient dietary calcium in both the mother and child, low parental socioeconomic status,[15] parental smoking[16, 17] and support for child rearing.[18] Although all of these environmental and genetic factors are potentially causative or preventative candidates in terms of caries, the neonatal size has not been considered in these studies, despite its potential impact on the child's dental health.

Although considerable research has been undertaken to determine whether caries are associated with obesity, previous reports have been unable to end the controversy because of confounding factors.[19] In particular, the association between obesity in toddlerhood and caries in primary teeth remains inconclusive.[20] Similarly, whether a low birth weight is a protective or risk factor for dental caries remains controversial.[21, 22] Moreover, there are no published data on the incidence of dental caries among neonates with high birth weights. Only one cohort study in the United Kingdom reported a small linear relationship between the caries incidence and birth weights ranging from low to high (odds ratio = 1.08 per 100 g of birth weight); however, this relationship was not significant.[23] In the previous study, the number of enrolled children was limited to 985, and the applied linear regression analysis did not investigate the possible J-shaped caries risk from low to high birth weights. Therefore, we aimed to determine whether a high birth weight was associated with the incidence of dental caries in primary teeth in a large population, simultaneously considering many risk factors associated with caries.

Methods

Ethics statement

The Ethics Review Committee of the Faculty of Medicine of the University of Yamanashi approved the study protocol in accordance with the ethical guidelines and regulations of the Declaration of Helsinki. The Japanese guidelines permit the use of data from medical examinations without consent if the data are anonymous; therefore, informed consent was not required for the current investigation.

Study design and participants

The Okinawa Child Study is a cohort study based on the free health examinations provided to children by administrative authorities.[24] More than 82% of the approximately 16,000 children born annually in Okinawa participate in these health examinations at 3 months, 18 months and 3 years of age.[25] The present study was conducted using data from participants born between 2 April 1997 and 1 April 2007 (i.e. Japanese school years from 1997 to 2006). In this study, data from children who lacked birth records, medical records or oral health records were excluded.

Measurements

Data regarding birth records, family composition, parental child-rearing practices, dietary habits and dental examinations were collected from the child health examinations. We analysed data for the following variables: sex, birth weight, gestational age, parity, siblings, children's dental hygiene, children's history of dental fluoridation, use of a bottle for nursing, consumption of cow's milk and snacks, parental age, parental occupation, parental smoking habits and people involved in child-rearing. Qualified public health nurses and paediatricians performed all examinations for determining parental child-rearing practices, anthropometrics, growth and development. Qualified dentists evaluated the children's oral health and diagnosed dental caries. Each child underwent this dental examination conducted by an on-site dentist. During the paediatric health examinations, the public health nurses interviewed mothers regarding their child-rearing practices. Macrosomia, normal birth weight and low birth weight were defined as birth weights of ≥ 4000 g,[26–29] 2500–3999 g and < 2500 g, respectively, in accordance with the standards of the World Health Organization.[30] The definitions of 'large for gestational age' (LGA), 'appropriate for gestational age' (AGA) and 'small for gestational age' (SGA) were weights above the 90th percentile, between the 10th and 90th percentiles and below the 10th percentile for gestational age, respectively.[31, 32] Herein, birth weight reference categories used to compare the risk of caries were normal birth weight and AGA.

Statistical analysis

The risks of having caries at 3 years of age among neonates with macrosomia and low birth weights were compared with the risks in other neonates. Multivariate Poisson regressions were used to estimate the relative risks (RR) with respect to the controlled confounding factors, as odds ratios tend to misrepresent the risks of exposure for high prevalence or incidence.[33, 34] RRs were determined for the following explanatory variables: sex, birth weight, mother's age, gestational age, birth order, the number of teeth at 18 months, parents' employment status, use of a bottle for nursing at 18 months, dental fluoridation, siblings, parental smoking, brushing the teeth by parents at 18 months and 3 years of age, drinking cow's milk at 18 months and 3 years of age, eating irregular meals and snacks at 18 months and 3 years of age and watching TV or videos. Although some literature suggests breastfeeding as a risk factor of dental caries, [35] as a cultural norm, Japanese paediatricians and domestic public health nurses encourage mothers to begin ablactating at 5–6 months and to finish by the time their child is 18 months age.[36] Therefore, breastfeeding and ablactating were not considered confounding factors for dental caries at 3 years of age. Regarding the use of pacifiers, the Japanese Society of Pediatric Dentistry and Japanese mothers are aware of the risks of interrupted normal bite resulting from pacifier use.[37] As a result, the proportion of pacifier use is low; therefore, we did not consider it to be a confounding factor in Japan. Relative risk increases (RRI) were calculated as $RR - 1$. Furthermore, we calculated the adjusted least square estimates of the number of decayed or filled teeth to assess the marginal means over a population that had been adjusted

according to other explanatory variables in a multivariable regression. Descriptive statistical analyses and estimations of RRs were performed using SAS statistical software (version 9.3, SAS Institute, Cary, NC, USA). Descriptive statistics are reported as means and standard deviations (SDs), and point estimates are reported with 95% confidence intervals (CI). All reported P values are 2-sided, and a P-value <0.05 was considered statistically significant.

Sensitivity analysis

The United States Preventive Service Task Force and American Academy of Pediatrics recommend that fluoride varnish treatment should begin with primary tooth eruption.[38, 39] Accordingly, we believed that previous clinical fluoridation of primary teeth might have modified the risks, and therefore previous use of fluoride varnish was included in the first sensitivity analysis; this was restricted to the school years of 2006 and 2007, when detailed records of previous clinical fluoride varnish treatment were preserved. The second sensitivity analysis included LGA, AGA and SGA instead of macrosomia, normal birth weight and low birth weight, respectively; LGA, AGA and SGA were applied to the subjects who were evaluated according to the standards for Japanese children in the guidelines of Japan Obstetrics and Gynaecology.[32] In the third sensitivity analysis, the included children were restricted to those born through labour at term (i.e. gestational age of 37–41 weeks); accordingly, children born through pre- and post-term deliveries were excluded to minimize the result of exposure on the outcome, as gestational age may be associated with an earlier or later eruption of teeth susceptible to caries. Fourth, multivariate analyses of the association between macrosomia and dental caries were performed in the school years 1997–1999, 2000–2002 and 2003–2006 to explore how secular changes in diet contributed to the results. In all sensitivity analyses, multivariate Poisson regressions to adjust for confounding factors were conducted in the same manner used for the main analysis.

Results

Among the 117,651 participants who underwent the health examination and for whom demographic data were available, we excluded 476 children who were toothless at 3 years of age, leaving a final sample size of 117,175. Table 1 shows the following mean demographic values among the population with 60,167 (51.4%) male subjects: birth weight, 3014 g (SD, 434); gestational age, 38.0 weeks (SD, 5.6); age of the mother at the 3-month examination, 29.7 years (SD, 5.6); birth order, 1.9 (SD, 1.0) and number of teeth at 18 months of age, 14.5 (SD, 2.7). Dental

Table 1. Background characteristics of children and their mothers in Okinawa, Japan.

Characteristics	Mean (SD) or number (%)
Number of children	117,175
Number of male children	60,167 (51.4)
Birth weight, g	3014 (434)
Gestational age, weeks	38.0 (5.6)
Age of mother when child is 3 months, years	29.7 (5.6)
Order of birth	1.9 (1.0)
Number of teeth at 18 months	14.5 (2.7)
Number of children with caries at 3 years	53,924 (46.0)
Number of neonates born with macrosomia ¹	1266 (1.1)

¹Macrosomia was identified as a birth weight ≥4000 g

doi:10.1371/journal.pone.0133872.t001

caries were present in 53,924 children (46.0%) at 3 years of age, and 1266 children (1.1%) were born with macrosomia.

On univariate analysis, the risk of having caries at 3 years of age was significantly higher among children with macrosomia relative to those with normal birth weights (RRI, 23%, CI, 18–29, $P < 0.001$). Other univariate analyses yielded the following RRIs: 19% (CI, 17–21, $P < 0.001$) for a maternal age < 25 years, 7% (CI, 0.01–14, $P = 0.0496$) for post-term delivery, 21% (CI, 19–22, $P < 0.001$) for non-firstborn babies, 14% (CI, 12–16, $P < 0.001$) for ≥ 14 teeth at 18 months of age, 22% (CI, 19–25, $P < 0.001$) for unemployed parents, 21% (CI, 19–23, $P < 0.001$) for maternal or paternal smoking, -5% (CI, -6--3, $P < 0.001$) for no siblings at 3 years of age, 27% (CI, 23–31, $P < 0.001$) for no support for child rearing, 40% (CI, 38–42, $P < 0.001$) for occasional brushing the teeth by parents at 3 years of age, -19% (CI, -20--18, $P < 0.001$) for drinking cow's milk and 32% (CI, 30–34, $P < 0.001$) for irregular consumption of meals and snacks at 18 months of age (Table 2).

The following RRIs were obtained through the main multivariate regression: 19% (CI, 11–28, $P < 0.001$) for macrosomic babies, 17% (CI, 14–20, $P < 0.001$) for a maternal age < 25 years, 7% (CI, -3–18, $P = 0.21$) for post-term delivery, 26% (CI, 24–29, $P < 0.001$) for non-firstborn babies, 11% (CI, 6–16, $P < 0.001$) for unemployed parents, 15% (CI, 13–17, $P < 0.001$) for maternal or paternal smoking, 17% (CI, 13–22, $P < 0.001$) for no support for child rearing, 22% (CI, 19–25, $P < 0.001$) for occasional brushing the teeth by parents at 3 years of age, -12% (CI, -14--10, $P < 0.001$) for drinking cow's milk and 16% (CI, 13–18, $P < 0.001$) for irregular consumption of meals and snacks at 18 months of age (Table 2).

The first sensitivity analysis, which was adjusted for previous clinical fluoride varnish treatment, estimated the RRIs for macrosomic birth weight and the effect of fluoridation on the incidence of caries at 3 years of age to be 4% (CI, -17–30, $P = 0.72$) and 4% (CI, -2–9, $P = 0.16$), respectively. In the second sensitivity analysis, the estimated RRIs for LGA and SGA were 12% (CI, 9–16, $P < 0.001$) and -1% (CI, -4–2, $P = 0.49$), respectively. In the third sensitivity analysis, which was restricted to children born via labour at term, the RRI of a macrosomic birth weight for caries at 3 years of age was 19% (CI, 11–28, $P < 0.001$). In the fourth sensitivity analysis, the estimated RRIs for macrosomia were 20% (CI, 6–36, $P < 0.01$) during 1997–1999, 17% (CI, 4–32, $P < 0.01$) during 2000–2002 and 16% (CI, 3–30, $P = 0.01$) during 2003–2007.

Discussion

Main findings

Among macrosomic children, the RRI of caries at 3 years of age was 19%, representing a significant increase relative to children with normal birth weights. Four sensitivity analyses, which considered the clinical use of fluoride varnish, LGA, labour at term and secular trends, yielded approximately the same RRIs for children with high birth weights.

Possible reasons for these associations

Although the mechanism underlying the formation of caries after exposure to intrauterine over-nutrition is not understood, relatively high concentrations of glucose and amino acids in utero may increase the postnatal appetite or insulin secretion. Evidence indicates that overweight pregnant women have high concentrations of inflammatory cytokines and increased insulin resistance,[40] and subsequently compensatory hyperinsulinaemia and foetal adiposity occur in utero.[41, 42] Hoegsberg et al. observed that macrosomic neonates of nondiabetic mothers are more likely to exhibit hyperinsulinaemia than normal size neonates.[43] Moreover, in foetal rhesus monkeys, external insulin injection resulted in the delivery of macrosomic

Table 2. Relative risk increases (RRIs) of developing caries among 3-year-old children in Okinawa, Japan by univariate and multivariate Poisson regressions. Relative risk increase equals relative risk minus 1.

Risk factors		No. of children	Proportion of having caries at 3 years (%)	Univariate analyses			Multivariate analysis			Adjusted no. of decayed and filled teeth at 3 years ⁴
				Crude RRI (%)	95% CI ³	P value	Adjusted RRI (%)	95% CI ³	P value	
Sex	Girls	57,008	44.7	Ref	—	—	Ref	—	—	2.79
	Boys	60,167	47.2	6	4–7	<0.001	3	2–5	<0.001	2.84
Birth weight (g)	2500–3999	104,442	46.1	Ref	—	—	Ref	—	—	2.65
	≥4000	1266	56.9	23	18–29	<0.001	19	11–28	<0.001	3.30
	<2500	11,467	44.1	–4	–6––2	<0.001	–5	–8––1	0.005	2.50
	25–34	74,344	43.9	Ref	—	—	Ref	—	—	2.64
Age of mother (years)	<25	20,091	52.1	18	17–21	<0.001	17	14–20	<0.001	3.08
	≥35	22,740	47.5	8	7–10	<0.001	2	0.1–5	0.04	2.72
Gestational age	Labour at term	106,409	45.8	Ref	—	—	Ref	—	—	2.76
	Pre-term delivery	9801	47.7	4	2–6	<0.001	3	–1–7	0.10	2.89
	Post-term delivery	965	48.9	7	0.01–14	0.0496	7	–3–18	0.21	2.80
Order of birth	first	50,354	41.1	Ref	—	—	Ref	—	—	2.53
	other	66,801	49.7	21	19–22	<0.001	26	24–29	<0.001	3.10
No. of teeth at 18 months	0–13	19,042	38.9	Ref	—	—	Ref	—	—	2.59
	14–20	56,059	44.3	14	12–16	<0.001	13	11–16	<0.001	3.04
Both parents are jobless at 3 years	No	111,984	45.6	Ref	—	—	Ref	—	—	2.58
	Yes	5191	55.6	22	19–25	<0.001	11	6–16	<0.001	3.05
Bottle use at 18 months	No	40,407	42.3	Ref	—	—	Ref	—	—	2.76
	Yes	34,668	44.3	5	3–7	<0.001	4	2–6	<0.001	2.87
Experience of dental fluoridation at 3 years ¹	Yes	8023	35.8	Ref	—	—	—	—	—	—
	No	8195	37.5	2	–2–7	0.07	—	—	—	—
Maternal or paternal smoking at 3 years	No	51,352	40.9	Ref	—	—	Ref	—	—	2.64
	Yes	51,298	49.5	21	19–23	<0.001	15	13–17	<0.001	2.99
Sibling <6 years at 3 years ²	No	54,062	47.2	Ref	—	—	—	—	—	2.85
	Yes	63,113	45	–5	–6––3	<0.001	—	—	—	2.78
Someone who supports child rearing at 3 years	Yes	6564	36.7	Ref	—	—	Ref	—	—	2.63
	No	110,529	46.6	27	23–31	<0.001	17	13–22	<0.001	3.00
Brushing the teeth by parents at 18 months	Daily	41,668	38.4	Ref	—	—	Ref	—	—	2.60
	Sometimes/never	33,589	49.3	29	26–31	<0.001	18	16–20	<0.001	3.03

(Continued)

Table 2. (Continued)

Risk factors		No. of children	Proportion of having caries at 3 years (%)	Univariate analyses			Multivariate analysis			Adjusted no. of decayed and filled teeth at 3 years ⁴
				Crude RRI (%)	95% CI ³	P value	Adjusted RRI (%)	95% CI ³	P value	
Brushing the teeth by parents at 3 years	Daily	101,153	43.6	Ref	—	—	Ref	—	—	2.42
	Sometimes/never	13,867	61	40	38–42	<0.001	22	19–25	<0.001	3.21
Drinking cow's milk at 18 months	No	68,864	49.9	Ref	—	—	Ref	—	—	3.04
	Yes	48,311	40.5	-19	-20–-18	<0.001	-12	-14–-10	<0.001	2.59
Drinking cow's milk at 3 years	No	41,593	49.3	Ref	—	—	Ref	—	—	2.85
	Yes	75,582	44.2	-10	-12–-9	<0.001	-5	-6–-3	<0.001	2.78
Irregular meals and snacks at 18 months	No	54,088	39.8	Ref	—	—	Ref	—	—	2.55
	Yes	20,487	52.4	32	30–34	<0.001	16	13–18	<0.001	3.08
Irregular meals and snacks at 3 years	No	73,838	41.6	Ref	—	—	Ref	—	—	2.58
	Yes	39,345	54	30	28–31	<0.001	16	14–19	<0.001	3.05
TV or video watching every day at 3 years ¹	No	1964	43.2	Ref	—	—	—	—	—	—
	Yes	2355	44.8	4	-3–11	0.30	—	—	—	—

¹These variables were eliminated from the multivariate analysis because many values were missing.

²This variable was eliminated from the multivariate analysis to avoid multicollinearity.

³Confidence interval

⁴Least square estimates in a multivariate regression calculated adjusted number of decayed and filled teeth at 3 years of age.

doi:10.1371/journal.pone.0133872.t002

neonates with hyperinsulinaemia.[44] Dörner et al. suggested that perinatal hyperinsulinaemia alters the function of hypothalamic ventromedial nuclei, which play a determining role in satiety, appetite and insulin secretion from pancreatic β -cells.[45] Studies in rats have revealed foetal β -cell hyperplasia in the offspring of moderately diabetic mothers.[46, 47] The 'Developmental over-nutrition hypothesis', which was recently submitted based on animal model studies, proposes that maternal nutritional and hormonal conditions during pregnancy programme the appetite and energy expenditure of the offspring, as well as the hormonal, neuronal and autocrine mechanisms that contribute to the offspring's energy balance.[48] Thereafter, the primary teeth of LGA children may be more frequently exposed to cariogenic food and drink than the teeth of AGA children. Furthermore, the finding that LGA neonates remain classified as overweight until the age of 83 months[49, 50] might reflect the hypothetical programming in utero and subsequent voracious appetite.

Comparison with other studies

Regarding the positive effect of macrosomia on dental caries, we have calculated the following: if the previous report from the UK regarding a small positive association between birth weight and the risk of caries (odds ratio (OR) = 1.08 per 100 g of birth weight)[23] could be directly applied to 4000 g (lower limit of macrosomia) with a reference of, for instance, 3000 g, the OR may be calculated as 2.16 [i.e. 1.08 to the 10th power, where 10 equals (4000–3000)/100]; the

calculated OR is mathematically equivalent to a RR of 1.41 and RRI of 41%, given that the risk of caries was 46% among children born at a weight of 3000 g. Therefore, our estimated RRI = 19% was not overly large, and we consider our result to be consistent with the previous study. Regarding the negative RRI of -5% for a low birth weight, our results were similarly consistent with the above-described report from the UK. In addition, Saraiva et al. suggested that SGA, foetal growth restriction and pre-term birth should be associated with a lower incidence of dental caries among Caucasian, African-American and Mexican-American children aged 2–5.9 years.[51] Our results regarding low birth weight and SGA provided evidence from a Japanese population to support the findings of Saraiva et al. A programmed lower appetite, as discussed above, might explain these observations related to the lower incidence of caries in children with low birth weights.

Sensitivity analyses

In the first sensitivity analysis, which was restricted to data from 2 school years and included the clinical use of fluoride varnish, the RRI adjusted for previous fluoride varnish use was 4% (CI, -17–30, $P = 0.72$), with a lower result in the main multivariate analysis. Taking the large CI and non-significance into account, we considered that these data related to fluoride varnish use were unreliable for estimating the effect of macrosomia. In other words, in an era when almost all commercial fluoridated dental toothpastes contain fluoride and dental clinics and individual dentists routinely apply fluoride rinses, gels or varnishes to the primary teeth during paid clinical examinations, we do not consider previous fluoride varnish use to be an important confounding factor in the present study. The paradoxical effect of previous clinical fluoride varnish use, which has an RRI of 4% (CI, -2–9, $P = 0.16$), may represent the uselessness of this information in the present-day survey.

In the second sensitivity analysis, in which our exposure variable of interest was changed from rare macrosomia (birth weight ≥ 4000 g) to LGA, the RRI of LGA for caries development (12%) was similar to that of macrosomia (19%); in addition, the relatively lower RRI associated with LGA can be reasonably explained by the fact that LGA is, by definition, more frequent than macrosomia. It should be emphasized that the third sensitivity analysis, which excluded children born via pre- and post-term delivery and was therefore restricted to those born through labour at term, yielded the same RRI of 19%. Because the timing of tooth eruption and the number of susceptible teeth among term neonates are considered to be approximately the same, this sensitivity analysis confirmed our report regarding the effect of macrosomia on dental caries in early childhood. Moreover, the fourth sensitivity analysis confirmed the RRI of macrosomia in recent years as 16–20%.

Strengths and limitations

To the best of our knowledge, this is the first report to raise an alarm over the risk of a high birth weight with respect to dental caries of the primary teeth. A study in the UK suggested a weak linear relationship between incidental caries and birth weights ranging from low to high, [23] but that previous study could not clarify the risk of macrosomia by its linear regression analysis. In this study, we used birth weights as a categorical variable to examine whether both high and low birth weights are risk factors for dental caries (J-shaped risk); however, the results were not similar to those of the previous study. Second, our large amount of data obtained from the free health service provided to resident children by the administrative authorities retained sufficient statistical power to determine the risks of a high birth weight, whereas the data set in the previous study in the UK also lacked statistical power. Third, the sensitivity analyses confirmed the postulated risk of macrosomia. Furthermore, the measurements were valid