E-ISSN: 2964-6219, P-ISSN: 2964-6200
Volume 5 Number 1 February 2027.
pp: 50-60. DOI: https://doi.org/10.58477/cj.v5i1.567.

Computer Journal

RESEARCH ARTICLE Open Access

Model Sistem Pendukung Keputusan untuk Penilaian Risiko Stunting pada Balita Menggunakan *Certainty Factor* Berbasis Bukti: Studi Pembuktian Konsep

Muhammad Nurwegiono [1*], **Paulus Lucky Tirma Irawan** [2], **Ummu Ditya Erliana** [3], **Mahendra Data** [4]

[1*,2] Program Studi Sistem Informasi, Fakultas Teknologi dan Desain, Universitas Ma Chung, Kabupaten Malang, Provinsi Jawa Timur, Indonesia.
[3] Program Studi Ilmu Gizi, Fakultas Ilmu Kesehatan, Universitas Brawijaya, Kabupaten Malang, Provinsi Jawa Timur, Indonesia.
[4] Program Studi Teknik Informatika, Fakultas Ilmu Komputer, Universitas Brawijaya, Kota Malang, Provinsi Jawa Timur, Indonesia.

Correspondence email:
muhammad.nurwegiono@machung.ac.id.

Article History
Received: 6 October 2026.
Revised: 9 October 2026.
Accepted: 19 October 2026.
Available Online: 5 November 2026
Published: 1 February 2027.

Funding Information
Universitas Ma Chung.

Abstract
Childhood stunting is multifactorial, and its risk assessment often involves interdependent evidence. This study developed a proof-of-concept decision support model based on the Certainty Factor (CF) method using literature-derived evidence weights. Fifteen risk factors were curated from 22 District Health Office indicators. Odds ratios were transformed into attributable fractions and mapped to provisional evidence weights using explicit rounding, capping, and attenuation rules. To reduce double counting, the hierarchical CF model groups the factors into seven clusters and applies a within-cluster correlation factor (β) alongside a mediation factor (α) for selected upstream clusters. The web prototype was computationally trace-tested using five stunting cases, which were not used for clinical or diagnostic validation. Under the baseline parameter setting, hierarchical CF values were 0.027–0.113 lower than classical CF values, and sensitivity analysis across scenarios ranging from strong to no correction showed no category changes across the five traces. The prototype accurately reproduced manual calculations and preserved factor-level traceability. Expert elicitation, threshold calibration, and diagnostic evaluation using representative case-control data remain necessary before field implementation.

Keywords: Stunting; Decision Support System; Certainty Factor; Evidence; Proof of Concept.

Abstrak
Stunting pada balita bersifat multifaktor dan penilaian risikonya dapat melibatkan bukti (evidence) yang saling bergantung. Penelitian ini mengembangkan model sistem pendukung keputusan berbasis Certainty Factor (CF) sebagai pembuktian konsep dengan bobot awal berbasis bukti dari literatur. Lima belas faktor risiko dikurasi dari 22 indikator Dinas Kesehatan. Nilai odds ratio dikonversi menjadi attributable fraction, kemudian dipetakan menjadi bobot evidence sementara menggunakan aturan pembulatan, pembatasan, dan atenuasi yang eksplisit. Untuk mengurangi penghitungan ganda, model CF berjenjang mengelompokkan faktor ke dalam tujuh klaster serta menerapkan faktor korelasi (β) di dalam klaster dan faktor mediasi (α) pada klaster hulu tertentu. Prototipe web diverifikasi secara komputasional menggunakan lima kasus stunting sebagai trace testing, bukan sebagai validasi klinis atau diagnostik. Pada pengaturan parameter dasar, nilai CF berjenjang lebih rendah 0,027–0,113 dibandingkan CF klasik, sedangkan analisis sensitivitas dari skenario koreksi kuat hingga tanpa koreksi tidak mengubah kategori risiko pada kelima trace. Prototipe menghasilkan nilai yang identik dengan perhitungan manual dan mempertahankan keterlacakan pada tingkat faktor. Elisitasi pakar, kalibrasi ambang batas, dan evaluasi diagnostik menggunakan data kasus-kontrol yang representatif masih diperlukan sebelum penerapan di lapangan.

Kata Kunci: Stunting; Sistem Pendukung Keputusan; Certainty Factor; Evidence; Pembuktian Konsep.

© The Author(s) 2027. **Open Access** This article is licensed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License, which permits use, sharing, adaptation, distribution and reproduction in any medium or format, as long as you give appropriate credit to the original author(s) and the source, provide a link to the Creative Commons licence, and indicate if changes were made. The images or other third party material in this article are included in the article's Creative Commons licence, unless indicated otherwise in a credit line to the material. If material is not included in the article's Creative Commons licence and your intended use is not permitted by statutory regulation or exceeds the permitted use, you will need to obtain permission directly from the copyright holder. To view a copy of this licence, visit http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/.

1. Pendahuluan

Stunting adalah kondisi gagal tumbuh pada anak balita yang ditandai dengan panjang atau tinggi badan menurut umur di bawah standar pertumbuhan. Dampaknya tidak terbatas pada pertumbuhan fisik, tetapi juga berkaitan dengan perkembangan kognitif dan kapasitas manusia jangka panjang (Victora dkk., 2021). Data nasional menunjukkan variasi prevalensi antardaerah yang mencerminkan kompleksitas determinan biologis, maternal, lingkungan, dan sosial (Kementerian PPN/Bappenas RI, 2024). Kondisi ini berkembang melalui paparan yang saling berhubungan sejak masa kehamilan hingga awal kehidupan, meliputi status gizi ibu, ukuran lahir, praktik pemberian makan, penyakit infeksi, serta faktor lingkungan. Karena faktor-faktor tersebut bekerja pada jalur kausal yang bertingkat, upaya pencegahan memerlukan kombinasi intervensi gizi spesifik dan sensitif, bukan penilaian satu faktor secara terpisah (Prendergast & Humphrey, 2014; Ruel & Alderman, 2013).

Dalam pelayanan primer, penilaian risiko stunting melibatkan beragam data yang berasal dari riwayat maternal, kelahiran, penyakit, praktik pemberian makan, dan kondisi lingkungan. Ketika informasi tersebut tidak terintegrasi, interpretasi mengenai kontribusi setiap faktor dapat menjadi tidak konsisten. Sistem pendukung keputusan (SPK) berbasis pengetahuan dapat membantu menyusun aturan dan jejak penalaran yang transparan sehingga setiap hasil penilaian dapat ditelusuri kembali ke bukti yang digunakan. Salah satu pendekatan yang banyak digunakan adalah metode Certainty Factor (CF) dari sistem MYCIN, yang merepresentasikan keyakinan terhadap suatu hipotesis melalui measure of belief (MB) dan measure of disbelief (MD) (Shortliffe & Buchanan, 1975). Meskipun demikian, analisis probabilistik terhadap CF menunjukkan bahwa fungsi kombinasi klasik mengandung asumsi ketergantungan tertentu, terutama kebutuhan independensi bersyarat ketika berbagai bukti digabungkan dalam jaringan inferensi (Heckerman, 1986). Asumsi tersebut menjadi penting pada penilaian risiko stunting karena beberapa determinan dapat berada pada domain atau jalur kausal yang sama.

Sejumlah penelitian telah menerapkan metode CF pada sistem pakar stunting, antara lain untuk diagnosis dan pemantauan (Noviandi dkk., 2023), diagnosis berbasis gejala (Gea dkk., 2024), deteksi awal (Oktafiani & Witanti, 2024), serta deteksi risiko yang menggabungkan Case-Based Reasoning dan CF (Fangidae Repi & Meo, 2025). Studi-studi tersebut menunjukkan bahwa CF mudah diimplementasikan dan dijelaskan, tetapi umumnya menggabungkan bukti secara datar dan belum secara eksplisit memodelkan ketergantungan antarfaktor risiko. Pendekatan alternatif seperti Bayesian network sebenarnya dapat memodelkan dependensi kondisional secara eksplisit, sedangkan metode Dempster–Shafer dan pendekatan ketidakpastian lainnya menyediakan representasi belief dan plausibility yang lebih fleksibel (Kyrimi dkk., 2021; Alizadehsani dkk., 2024). Akan tetapi, pendekatan-pendekatan tersebut membutuhkan struktur probabilitas bersama atau penetapan mass assignment yang memadai. Pada tahap Tingkat Kesiapan Teknologi (TKT) 2 dengan ketersediaan data lokal yang sangat terbatas, penelitian ini memilih modifikasi CF yang transparan sebagai heuristik pembuktian konsep, tanpa mengklaim superioritas terhadap metode alternatif tersebut.

Celah metodologis utama yang diatasi dalam penelitian ini adalah potensi penghitungan ganda (double counting) ketika faktor-faktor yang saling berkorelasi atau berada pada jalur mediasi digabungkan seolah-olah independen. Sebagai contoh, status gizi ibu dapat memengaruhi kejadian stunting melalui ukuran lahir. Jika status gizi ibu dan ukuran lahir digabungkan secara penuh sebagai bukti yang terpisah, nilai keyakinan akhir dapat meningkat semata-mata sebagai konsekuensi struktur rumus kombinasi, bukan karena adanya tambahan informasi yang independen. Oleh sebab itu, model berjenjang pada penelitian ini memperkenalkan faktor korelasi β untuk membatasi tambahan kontribusi evidence di dalam satu klaster serta faktor mediasi α untuk mengatenuasi kontribusi klaster hulu ketika status mediator telah diketahui.

Berdasarkan permasalahan tersebut, penelitian ini bertujuan mengembangkan model SPK penilaian risiko stunting pada balita berbasis CF dan bukti literatur (evidence) sebagai pembuktian konsep. Kontribusi penelitian ini meliputi: (1) kurasi 15 faktor risiko dari 22 indikator determinan Dinas Kesehatan dengan bobot awal berbasis literatur yang dapat ditelusuri; (2) perumusan model CF berjenjang dengan koreksi korelasi β dan mediasi α; serta (3) pengembangan prototipe web yang merekam jejak perhitungan secara terperinci. Penilaian MB dan MD oleh pakar belum dilakukan pada tahap yang dilaporkan ini dan ditempatkan sebagai agenda pada tahap validasi berikutnya.

2. Metode

Penelitian ini merupakan penelitian dasar dengan target Tingkat Kesiapan Teknologi (TKT) 2, yaitu perumusan konsep dan pembuktian prinsip dasar sistem. Tahapan penelitian meliputi: (1) studi literatur dan identifikasi indikator risiko, (2) penyusunan basis pengetahuan dan aturan CF, (3) perancangan arsitektur SPK, (4) pengembangan prototipe, serta (5) evaluasi dan validasi model oleh pakar gizi dan kesehatan anak. Artikel ini melaporkan pelaksanaan tahap 1 hingga tahap 4 beserta verifikasi komputasional awal, sedangkan tahap elisitasi pakar (expert elicitation) untuk memperoleh nilai MB dan MD, kalibrasi parameter, serta validasi diagnostik belum menjadi bagian dari hasil yang dilaporkan. Sebagai dasar identifikasi indikator pada tahap awal, data lapangan diperoleh dari formulir Analisis Faktor Determinan Balita Stunted Dinas Kesehatan yang merekapitulasi data bulan timbang sampai Januari 2025. Formulir tersebut memuat 22 indikator determinan dalam format biner, antara lain kepemilikan Jaminan Kesehatan Nasional (JKN), riwayat berat badan lahir rendah (BBLR), riwayat ibu kurang energi kronis (KEK), riwayat diare, kebiasaan merokok anggota keluarga, serta ketersediaan sarana air minum dan sanitasi. Data yang tersedia mencakup lima balita stunting (kategori pendek dan sangat pendek) berusia 2 tahun 0 bulan sampai 4 tahun 4 bulan di Kelurahan Bakalan Krajan, Kota Malang. Karena tata letak kolom pada dokumen PDF tidak terbaca melalui ekstraksi teks biasa, setiap tanda isian dipetakan ke kolomnya berdasarkan koordinat batas sel tabel, kemudian frekuensi kemunculan setiap faktor dihitung. Kelima rekam kasus tersebut seluruhnya merupakan balita dengan status stunting dan tidak memiliki kelompok pembanding non-stunting. Oleh karena itu, data ini hanya digunakan sebagai execution trace untuk memeriksa aktivasi aturan, perhitungan berjenjang, dan keterlacakan keluaran; data tidak digunakan untuk mengestimasi asosiasi epidemiologis, sensitivitas, spesifisitas, akurasi, false-positive rate, ataupun kinerja diagnostik model. Dalam penyusunan basis pengetahuan, setiap indikator pada formulir dinilai berdasarkan besaran efek dalam meta-analisis atau studi nasional dan observasional yang relevan, konsistensi temuan antarstudi, serta kedekatan kausalnya dengan kejadian stunting. Besaran efek yang tersedia dalam bentuk odds ratio (OR) ditransformasikan menjadi attributable fraction pada kelompok terpapar (AF) menggunakan Persamaan (1) (Rothman dkk., 2008). Nilai AF tersebut hanya digunakan sebagai titik jangkar (anchor) untuk membangun bobot awal berbasis bukti, bukan sebagai probabilitas risiko individual.

$$AF = \frac{OR-1}{OR} \quad (1)$$

Pemetaan nilai AF menjadi bobot awal berbasis literatur (CFlit) dilakukan secara transparan pada grid kelipatan 0,05 untuk kebutuhan prototipe. Apabila tersedia beberapa estimasi dari literatur, rentang AF dipertahankan dan titik representatif dipilih dari estimasi yang paling relevan, seperti hasil meta-analisis, adjusted estimate, atau studi berskala nasional. Nilai yang sangat besar tetapi berasal dari estimasi yang kurang presisi dibatasi hingga maksimum 0,80. Sebaliknya, apabila terdapat ketidakkonsistenan antarstudi, hasil analisis terajustasi (adjusted) yang tidak signifikan, atau bukti yang bersifat tidak langsung, nilai bobot diturunkan sebanyak satu sampai tiga langkah grid (0,05–0,15). Untuk indikator yang tercantum pada formulir Dinas Kesehatan tetapi belum memiliki estimasi kuantitatif langsung yang memadai, digunakan nilai placeholder konservatif sebesar 0,05–0,10 semata-mata untuk keperluan uji komputasional. Dengan demikian, pemetaan ini merupakan diskretisasi heuristik (heuristic discretization) yang terdokumentasi, bukan konversi epidemiologis yang telah tervalidasi. Dari 22 indikator awal tersebut, lima indikator dikeluarkan karena merupakan indikator proses pelayanan atau tidak berlaku bagi seluruh kelompok usia balita, sedangkan dua pasang indikator yang tumpang tindih digabungkan. Proses kurasi ini menghasilkan 15 faktor risiko (F01–F15) yang disajikan pada bagian Hasil dan Pembahasan. Dalam teori CF klasik, bobot pakar untuk faktor ke-i didefinisikan sebagai selisih antara tingkat keyakinan dan ketidakyakinan menurut Persamaan (2):

$$CF_{expert}(i) = MB(i) - MD(i) \quad (2)$$

Namun, karena proses elisitasi pakar belum dilakukan, penelitian ini tidak menyebut CFlit sebagai bobot pakar. Pada tahap pembuktian konsep ini, bobot dasar ditetapkan sebesar CFbase=CFlit; seluruh nilai bobot awal berbasis bukti tersebut digunakan untuk memeriksa perilaku algoritma dan wajib dikonfirmasi, dikoreksi, atau diganti berdasarkan penilaian MB dan MD pakar sebelum model digunakan untuk interpretasi di lapangan. Selanjutnya, model penilaian risiko berbasis CF berjenjang disusun dalam tiga tingkat perhitungan, yaitu tingkat faktor, klaster, dan total. Faktor-faktor risiko yang berada pada jalur kausal atau domain determinan yang sama dikelompokkan ke dalam tujuh klaster (Tabel 1), kemudian perhitungan nilai keyakinan dijalankan melalui lima langkah berurutan.

Tabel 1. Struktur klaster dan parameter model

Klaster	Faktor	β	Aturan mediasi
K1 Ukuran lahir	F01 panjang lahir < 48 cm, F02 BBLR	0,5	-
K2 Gizi ibu hamil	F03 KEK, F06 TTD < 90 tablet	0,5	α = 0,5 bila F01/F02 diketahui
K3 Praktik menyusui	F04 tidak ASI eksklusif, F13 tidak IMD	0,5	-
K4 Penyakit infeksi	F05 diare, F10 ISPA/pneumonia, F12 kecacingan	0,7	-
K5 Air dan sanitasi	F07 air minum tidak layak, F09 sanitasi tidak layak	0,7	α = 0,6 bila F05 diketahui
K6 Asap rokok	F11 anggota keluarga merokok	-	-
K7 Pelayanan kesehatan/imunisasi	F08 imunisasi tidak lengkap, F14 persalinan non-nakes/non-faskes, F15 tanpa JKN	0,5	-

Catatan: BBLR = berat badan lahir rendah; KEK = kurang energi kronis; TTD = tablet tambah darah; ASI = air susu ibu; IMD = inisiasi menyusu dini; ISPA = infeksi saluran pernapasan akut; nakes = tenaga kesehatan; faskes = fasilitas kesehatan; JKN = Jaminan Kesehatan Nasional.

Langkah pertama dalam model berjenjang ini adalah perhitungan CF evidence. Untuk setiap faktor ke-i yang aktif, kontribusi bukti pada suatu kasus dihitung dari perkalian antara bobot dasar $CF_{base}(i)$ dan tingkat keyakinan atau reliabilitas data pengguna $CF_{user}(i)$ sebagaimana dinyatakan pada Persamaan (3):

$$CF_e(i) = CF_{base}(i)\ x\ CF_{user}(i) \quad (3)$$

Pada pembuktian konsep ini, nilai $CF_{base}(i)$=CFlit(i). Nilai $CF_{user}(i)$ ditetapkan sebesar 1,0 untuk faktor yang diketahui ada secara pasti, 0,8 untuk kondisi hampir pasti, dan 0,6 untuk kondisi kemungkinan. Jawaban "tidak" menunjukkan bahwa faktor risiko diketahui tidak ada sehingga aturan (rule) berstatus "tidak aktif", sedangkan jawaban "tidak tahu" dicatat sebagai status "tidak diketahui" dan dikeluarkan dari perhitungan faktor terkait, bukan diperlakukan sebagai bukti negatif. Pembedaan antara status "tidak aktif" dan "tidak diketahui" ini penting untuk menjaga keterlacakan penalaran; faktor dengan status "tidak diketahui" tidak menambah maupun mengurangi nilai CF, tetapi tetap dicatat sebagai keterbatasan informasi dalam asesmen. Langkah kedua adalah kombinasi di dalam klaster. Untuk setiap klaster, nilai CF evidence dari faktor-faktor yang aktif diurutkan secara menurun sehingga c1≥c2≥⋯≥cn Rekursi kombinasi intraklaster selanjutnya dihitung menggunakan Persamaan (4):

$$S_1 = c_1$$
$$S_j = S_{j-1} + \beta \cdot c_j \cdot (1 - S_{j-1}),\ j = 2, \dots, n \quad (4)$$

Faktor korelasi β∈[0,1] mengendalikan besarnya tambahan kontribusi bukti setelah bukti terkuat di dalam klaster yang sama. Nilai β=1 menghasilkan kombinasi CF klasik di dalam klaster, sedangkan β=0 hanya mempertahankan satu bukti terkuat. Nilai dasar β=0,5 diterapkan pada klaster yang memiliki faktor-faktor yang dinilai sangat berdekatan atau tumpang tindih (K1, K2, K3, dan K7), sedangkan β=0,7 diterapkan pada klaster yang faktor-faktornya masih berkaitan tetapi lebih heterogen (K4 dan K5). Nilai parameter ini bersifat konseptual dan dievaluasi melalui analisis sensitivitas, bukan diperlakukan sebagai parameter statistik yang telah terestimasi. Langkah ketiga adalah atenuasi mediasi. Untuk klaster hulu k*k* yang memiliki variabel mediator terdefinisi, nilai hasil kombinasi klaster CFk diatenuasi apabila status mediatornya telah diketahui (baik diketahui ada maupun diketahui tidak ada) menurut Persamaan (5):

$$CF'_k = \alpha \cdot CF_k, \quad jika\ status\ mediator\ diketahui$$
$$CF_k,\ jika\ status\ mediator\ tidak\ diketahui \quad (5)$$

Secara konseptual, parameter α merepresentasikan proporsi kontribusi klaster hulu yang masih dipertahankan setelah informasi mengenai mediator hilir tersedia. Pada klaster K2, nilai α=0,5 diterapkan ketika status F01 atau F02 telah diketahui, sedangkan pada klaster K5, nilai α=0,6 diterapkan ketika status F05 telah diketahui. Apabila status mediator tidak diketahui, nilai klaster hulu digunakan secara penuh sebagai proksi. Sebagaimana β, nilai α*α* merupakan parameter pembuktian konsep yang diuji melalui analisis sensitivitas. Langkah keempat adalah kombinasi antarklaster, diikuti dengan langkah kelima yaitu kategorisasi tingkat risiko. Setelah proses atenuasi

mediasi selesai, nilai seluruh klaster yang aktif diurutkan secara menurun (d1≥d2≥⋯≥dm) dan digabungkan menggunakan rekursi CF positif klasik pada Persamaan (6):

$$T_1 = d_1$$
$$T_j = T_{j-1} + d_j \cdot (1 - T_{j-1}),\ j = 2, \ldots, m;\ \ CFtotal = T_m \quad (6)$$

Untuk keperluan visualisasi kategori risiko pada prototipe, digunakan ambang batas awal CFtotal<0,40 untuk kategori rendah, 0,40–0,690,40–0,69 untuk kategori sedang, dan ≥0,70≥0,70 untuk kategori tinggi. Ambang batas ini merupakan parameter kerja sementara yang belum dikalibrasi dan tidak boleh ditafsirkan sebagai titik potong (cut-off) diagnostik, karena penetapan ambang batas final memerlukan data kasus-kontrol serta analisis diskriminasi dan kalibrasi yang memadai. Model perhitungan tersebut kemudian diimplementasikan ke dalam prototipe berbasis web menggunakan HTML, CSS, dan JavaScript tanpa peladen (serverless). Mesin inferensi dirancang sebagai modul terpisah (cf-engine.js) yang berisi fungsi-fungsi murni untuk kombinasi berurutan, perhitungan CF berjenjang, dan analisis kontribusi faktor, sehingga modul ini dapat dijalankan baik di peramban web maupun di lingkungan Node.js. Antarmuka pengguna menyediakan kuesioner 15 faktor dengan lima pilihan tingkat keyakinan, indikator nilai CF beserta kategorinya, rincian nilai per klaster, jejak perhitungan langkah demi langkah, panel pengaturan untuk mengubah parameter, serta catatan log pengujian yang dapat diekspor ke format CSV beserta status aktual balita untuk mendukung kalibrasi lanjutan. Kebenaran implementasi kode diperiksa melalui uji regresi otomatis yang membandingkan keluaran mesin inferensi terhadap hasil perhitungan manual. Verifikasi prototipe dilaksanakan sebagai proof-of-concept trace testing melalui tiga skenario pengujian. Dalam pengujian ini, kelima rekam kasus terlebih dahulu dimasukkan sesuai status bukti pada formulir untuk membandingkan keluaran numerik CF berjenjang terhadap CF klasik. Selanjutnya, kontribusi setiap faktor dihitung menggunakan pendekatan leave-one-out guna memeriksa konsistensi log perhitungan, diikuti dengan pengujian aturan mediasi pada tiga kondisi mediator (tidak diketahui, diketahui tidak ada, dan diketahui ada). Seluruh rangkaian pengujian ini bertujuan memastikan kebenaran implementasi algoritma dan keterlacakan perhitungan, bukan mengestimasi kemampuan diagnostik atau klinis. Mengingat parameter β dan α belum diestimasi secara empiris dari data, dilakukan pula analisis sensitivitas eksploratif pada empat skenario parameter: (A) koreksi kuat, dengan β=0,3 untuk K1/K2/K3/K7, β=0,5 untuk K4/K5, αK2=0,3 dan αK5=0,4; (B) baseline, dengan β=0,5 untuk K1/K2/K3/K7, β=0,7 untuk K4/K5, αK2=0,5 dan αK5=0,6; (C) koreksi lemah, dengan β=0,7 untuk K1/K2/K3/K7, β=0,9 untuk K4/K5, αK2=0,7, dan αK5=0,89; serta (D) tanpa koreksi, dengan seluruh nilai β=1 dan α=1 yang ekuivalen dengan kombinasi CF klasik. Klaster K6 hanya memuat satu faktor risiko sehingga variasi parameter ββ tidak memengaruhi klaster tersebut. Analisis ini dirancang untuk menilai kestabilan keluaran komputasional pada kelima trace terhadap perubahan parameter, bukan sebagai prosedur kalibrasi statistik.

3. Hasil dan Pembahasan

3.1 Hasil

Tabel 2 merangkum kondisi faktor risiko yang tercatat pada lima rekam balita stunting yang digunakan sebagai execution trace. Kebiasaan merokok anggota keluarga dan riwayat ISPA tercatat pada seluruh rekam kasus, diikuti oleh riwayat diare, konsumsi TTD ibu kurang dari 90 tablet, dan ketiadaan kepemilikan JKN yang masing-masing ditemukan pada empat rekam. Frekuensi ini hanya mendeskripsikan kondisi pada kelima trace dan tidak dapat digunakan untuk menyimpulkan besaran risiko pada tingkat populasi, mengingat frekuensi yang tinggi pada data kasus tanpa kelompok kontrol tidak dapat ditafsirkan sebagai besarnya pengaruh kausal. Selain itu, pemeriksaan data lapangan menemukan adanya inkonsistensi isian pada indikator yang bergantung pada usia balita; temuan ini mendukung perlunya pencatatan status "tidak diketahui" atau "tidak berlaku" serta mekanisme validasi input pada prototipe.

Tabel 2. Frekuensi faktor pada lima execution trace kasus stunting (n = 5)

Faktor	Kondisi berisiko	n
Kebiasaan merokok keluarga	Ada yang merokok	5
Riwayat ISPA	Pernah	5
Riwayat diare	Pernah	4
Tablet tambah darah ibu	< 90 tablet	4

Kepemilikan JKN	Tidak	4
Riwayat pneumonia	Pernah	3
ASI eksklusif	Tidak	2
Inisiasi menyusu dini	Tidak	2
BBLR; panjang lahir < 48 cm; imunisasi dasar tidak lengkap	Pernah	1
Ibu KEK; kecacingan; sanitasi tidak layak; persalinan non-nakes/non-faskes	Pernah	0

Selanjutnya, hasil kurasi basis pengetahuan yang mencakup 15 faktor risiko, sumber bukti literatur, rentang nilai AF apabila tersedia, serta bobot awal berbasis bukti (CFlit) disajikan pada Tabel 3. Sebagaimana dijelaskan pada bagian Metode, nilai CFlit bukan merupakan bobot pakar maupun probabilitas risiko individual, melainkan parameter kerja pembuktian konsep yang dapat ditelusuri ke literatur dan aturan pemetaan diskretisasi heuristik.

Tabel 3. Basis pengetahuan awal berbasis evidence: faktor risiko, estimasi efek, AF, dan CF_lit

Kode	Faktor	Estimasi efek (sumber)	AF	CFlit*CF*lit
F01	Panjang badan lahir < 48 cm	14,88 (Maulina dkk., 2024)	0,93	0,80
F02	BBLR (< 2.500 g)	2,39–2,73 (Gusnedi dkk., 2023; Rahmadiani dkk., 2025)	0,58–0,63	0,60
F03	Ibu KEK sebelum/selama hamil	1,63–5,98 (Muliani dkk., 2023; Ratnawati dkk., 2025); tidak bermakna setelah penyesuaian (Ramadhani & Ronoatmodjo, 2023)	0,39–0,83	0,50
F04	Tidak ASI eksklusif	1,37–2,39 (Mardani dkk., 2022; Maulina dkk., 2024)	0,27–0,58	0,45
F05	Riwayat diare	1,57 (Firmansyah dkk., 2023)	0,36	0,40
F06	Ibu minum TTD < 90 tablet	1,56–1,61 (Kusumajaya dkk., 2023; Ratnawati dkk., 2025)	0,36–0,38	0,35
F07	Sarana air minum tidak layak	1,18–1,42 (Arief dkk., 2025; Gusnedi dkk., 2023)	0,15–0,30	0,30
F08	Imunisasi dasar tidak lengkap	1,18–1,34 (Arief dkk., 2025; Purwanti dkk., 2025)	0,15–0,25	0,25
F09	Sanitasi tidak layak	1,27–1,28 (Gusnedi dkk., 2023; Maulina dkk., 2024)	0,21–0,22	0,20
F10	Riwayat ISPA/pneumonia	Bukti infeksi/ISPA bersifat heterogen; bobot konservatif untuk prototipe (Maulina dkk., 2024)	—	0,20
F11	Anggota keluarga merokok	1,11–1,80 (Best dkk., 2008; Muchlis dkk., 2023)	0,10–0,44	0,15
F12	Riwayat kecacingan	1,10 (Gusnedi dkk., 2023)	0,09	0,10
F13	Tidak IMD	1,12 (Nisa dkk., 2022)	0,11	0,10
F14	Persalinan non-nakes/non-faskes	Bukti langsung kuantitatif belum memadai; indikator dipertahankan dari formulir Dinas Kesehatan	—	0,10
F15	Tidak memiliki JKN	Bukti langsung kuantitatif belum memadai; indikator akses layanan dipakai secara eksploratif	—	0,05

Catatan pemetaan bobot: F01 dibatasi pada 0,80 karena nilai OR yang sangat besar berasal dari estimasi dengan ketidakpastian tinggi.

F03 dipertahankan pada 0,50 karena hasil antarstudi tidak konsisten dan terdapat hasil *adjusted* yang tidak bermakna (Ramadhani & Ronoatmodjo, 2023). F11 diberi bobot 0,15 karena asosiasinya relatif kecil dan prevalensi pajanan merokok ayah sangat tinggi pada survei di Indonesia (Best dkk., 2008; Muchlis dkk., 2023). F14 dan F15 menggunakan nilai *placeholder* konservatif sebesar 0,10 dan 0,05 karena bukti kuantitatif langsung yang sesuai belum memadai. Nilai faktor lainnya ditempatkan pada grid 0,05 di dalam atau di sekitar rentang AF yang tersedia dengan mempertimbangkan konsistensi bukti. Seluruh bobot

bersifat sementara dan harus melalui elisitasi pakar serta kalibrasi data. Berdasarkan basis pengetahuan tersebut, pengujian inferensi pada kelima *execution trace* dengan ambang batas kerja sementara menghasilkan empat kasus berkategori risiko tinggi dan satu kasus berkategori risiko sedang (Tabel 4). Nilai CF berjenjang tercatat 0,027–0,113 lebih rendah dibandingkan CF klasik pada kelima *trace*. Perbedaan numerik ini merupakan konsekuensi matematis yang diharapkan dari penerapan mekanisme koreksi β dan α, sehingga tidak dapat ditafsirkan sebagai bukti bahwa model berjenjang memiliki akurasi yang lebih tinggi atau lebih mendekati tingkat risiko klinis yang sebenarnya.

Tabel 4. Perbandingan keluaran komputasional CF berjenjang dan CF klasik pada lima execution trace

Kasus	Faktor yang ada	CF berjenjang	CF klasik	Selisih	Kategori	Kontributor terbesar
1	F01, F02, F05, F10, F11, F15	0,942	0,969	0,027	Tinggi	F01 (+0,108)
2	F06, F10, F11, F15	0,467	0,580	0,113	Sedang	F10 (+0,133)
3	F04, F05, F06, F10, F11, F13, F15	0,820	0,875	0,055	Tinggi	F04 (+0,130)
4	F04, F05, F06, F10, F11	0,801	0,854	0,053	Tinggi	F04 (+0,163)
5	F04, F05, F06, F08, F10, F11, F13, F15	0,862	0,906	0,044	Tinggi	F04 (+0,100)

Sebagai ilustrasi jejak penalaran, perhitungan pada Kasus 3 berlangsung melalui tahapan klaster yang terstruktur. Pada klaster K3, faktor F04 (0,45) dan F13 (0,10) digabungkan menggunakan β=0,5 sehingga menghasilkan $0,45+0,5\times0,10\times(1-0,45)=0,4775$. Pada klaster K4, faktor F05 (0,40) dan F10 (0,20) digabungkan menggunakan β=0,7 menjadi 0,484. Klaster K2 hanya memuat faktor F06 (0,35), tetapi karena status ukuran lahir pada kasus ini telah diketahui (diketahui tidak mengalami BBLR atau panjang lahir < 48 cm), nilainya diatenuasi menjadi $0,35\times0,5=0,175$. Penggabungan antarklaster selanjutnya dijalankan menurut urutan nilai menurun dari K4 (0,484), K3 (0,4775), K2 (0,175), K6 (0,15), hingga K7 (0,05), yang secara berurutan menghasilkan perkembangan nilai kumulatif 0,484→0,730→0,778→0,811→0,820. Dalam struktur ini, faktor F13 tetap berada pada klaster K3, sedangkan F15 berada pada klaster K7. Pengujian skenario aturan mediasi juga menghasilkan keluaran yang konsisten dengan spesifikasi algoritma, yaitu bobot riwayat KEK dipakai secara penuh sebagai proksi ketika status ukuran lahir belum diketahui, sedangkan atenuasi α diterapkan ketika status ukuran lahir telah diketahui. Kesesuaian seluruh keluaran prototipe dengan perhitungan manual ini membuktikan kebenaran komputasi pada skenario uji tersebut, meskipun belum merepresentasikan validitas klinis dari aturan mediasi. Di samping itu, hasil analisis sensitivitas pada Tabel 5 memperlihatkan perubahan nilai CFtotal pada empat skenario variasi parameter β dan α. Nilai CFtotal meningkat secara monoton ketika koreksi ketergantungan dilemahkan, sesuai dengan rancangan matematis model. Pada kelima *trace* yang diuji, kategori risiko berbasis ambang batas sementara tidak mengalami perubahan, yakni Kasus 2 tetap berada pada kategori sedang serta Kasus 1 dan Kasus 3–5 tetap berada pada kategori tinggi. Kestabilan kategori ini hanya menunjukkan ketahanan (*robustness*) komputasional lokal pada kelima *trace* dan tidak memvalidasi ketepatan nilai β, α, maupun ambang batas kategori.

Tabel 5. Analisis sensitivitas keluaran CFtotal terhadap variasi β dan α

Kasus	Koreksi kuat	*Baseline*	Koreksi lemah	Tanpa koreksi	Kategori*
1	0,9285	0,9417	0,9539	0,9690	Tinggi
2	0,4218	0,4670	0,5123	0,5801	Sedang
3	0,7918	0,8204	0,8466	0,8753	Tinggi
4	0,7741	0,8010	0,8263	0,8541	Tinggi
5	0,8381	0,8617	0,8831	0,9065	Tinggi

**Kategori menggunakan ambang batas kerja sementara < 0,40 (rendah); 0,40–0,69 (sedang); dan ≥ 0,70 (tinggi) yang belum dikalibrasi.*

3.2 Pembahasan

Hasil pembuktian konsep ini menunjukkan bahwa ke-15 indikator determinan dapat diproses menjadi nilai keyakinan terpadu disertai jejak kontribusi faktor dan klaster yang dapat direkonstruksi sepenuhnya. Keterlacakan penalaran ini merupakan karakteristik utama dari desain *rule-based CF*; penelitian ini tidak melakukan perbandingan langsung (*head-to-head*) dengan model *machine learning* sehingga tidak

mengklaim keunggulan akurasi terhadap pendekatan tersebut. Nilai CF berjenjang yang secara konsisten lebih rendah dibandingkan CF klasik muncul karena parameter β membatasi kontribusi bukti tambahan di dalam klaster yang sama, sementara parameter α*α* mengatenuasi kontribusi klaster hulu ketika informasi mediator hilir telah diketahui. Mengingat tidak tersedianya rujukan baku (*ground truth*) mengenai probabilitas risiko individual pada data uji, selisih nilai sebesar 0,027–0,113 tersebut tidak menunjukkan bahwa salah satu model lebih akurat. Demikian pula, hasil analisis sensitivitas yang memperlihatkan kenaikan bertahap nilai CFtotal menuju nilai CF klasik saat koreksi dilemahkan hanya menegaskan konsistensi perilaku algoritma, bukan mengestimasi nilai parameter yang optimal. Temuan pada Kasus 2 menegaskan bahwa ambang batas kategori saat ini belum dapat dijadikan dasar pengambilan keputusan klinis, karena kombinasi beberapa faktor risiko yang relatif umum pada populasi telah menghasilkan klasifikasi kategori sedang. Tanpa ketersediaan kelompok kontrol non-stunting, laju positif palsu (*false-positive rate*) tidak dapat dihitung. Oleh sebab itu, pada tahap validasi berikutnya, ambang batas risiko harus dikalibrasi menggunakan data kasus-kontrol balita stunting dan non-stunting yang representatif, misalnya melalui analisis kurva *receiver operating characteristic* (ROC), indeks Youden, serta evaluasi kalibrasi probabilitas. Dalam pengujian lanjutan tersebut, pendekatan *Bayesian network* dapat digunakan sebagai pembanding karena mampu memodelkan dependensi kondisional secara eksplisit, sedangkan kerangka Dempster–Shafer dapat dimanfaatkan untuk merepresentasikan *belief* dan *ignorance* secara bersamaan (Kyrimi dkk., 2021; Alizadehsani dkk., 2024). Pelaksanaan pembuktian konsep ini memiliki sejumlah keterbatasan metodologis yang perlu diperhatikan dalam interpretasi hasil. Keterbatasan utamanya terletak pada penggunaan lima rekam kasus yang seluruhnya berstatus stunting semata-mata untuk keperluan *proof-of-concept trace testing*, sehingga metrik kinerja diagnostik seperti sensitivitas, spesifisitas, akurasi, *area under the curve* (AUC), dan *false-positive rate* belum dapat dihitung. Selain itu, nilai CFlit yang digunakan masih berupa bobot bukti sementara dari literatur karena elisitasi pakar untuk memperoleh nilai MB dan MD belum dilakukan. Di samping itu, parameter β dan α beserta ambang batas kategori risiko masih bersifat konseptual dan belum dikalibrasi secara empiris, sementara analisis sensitivitas yang dijalankan baru sebatas mengevaluasi kestabilan komputasional lokal. Lebih lanjut, beberapa indikator yang diadopsi dari formulir Dinas Kesehatan masih memiliki dukungan bukti kuantitatif langsung yang terbatas, sedangkan sejumlah determinan penting lain dalam literatur epidemiologi, seperti tinggi badan orang tua dan ketahanan pangan rumah tangga, belum tercakup di dalam formulir tersebut (Amriviana dkk., 2023; Sutrisno dkk., 2026).

4. Kesimpulan

Penelitian ini menghasilkan pembuktian konsep model SPK penilaian risiko stunting pada balita berbasis Certainty Factor dan bukti literatur dengan 15 faktor risiko yang dikurasi dari 22 indikator determinan Dinas Kesehatan. Bobot dasar yang digunakan pada tahap ini merupakan bobot awal berbasis literatur (CFlit), bukan bobot pakar final, sementara struktur model mengorganisasikan faktor ke dalam tujuh klaster dengan menerapkan parameter β dan α sebagai koreksi heuristik terhadap potensi ketergantungan bukti. Pada pengujian lima execution trace kasus stunting, prototipe menghasilkan keluaran numerik yang identik dengan perhitungan manual serta menyediakan jejak perhitungan secara berjenjang mulai dari tingkat faktor, klaster, hingga nilai total. Nilai CF berjenjang tercatat lebih rendah dibandingkan CF klasik sebagai konsekuensi dari mekanisme koreksi yang dirancang, tanpa mengindikasikan superioritas klinis. Selain itu, analisis sensitivitas menunjukkan bahwa kategori risiko pada kelima trace tetap stabil di seluruh skenario koreksi kuat, baseline, koreksi lemah, hingga tanpa koreksi, yang mendukung konsistensi komputasional dari pembuktian konsep ini. Sebelum model dapat digunakan di lapangan, penelitian selanjutnya perlu: (1) melaksanakan elisitasi pakar (expert elicitation) untuk memvalidasi nilai MB dan MD bersama pakar gizi dan kesehatan anak; (2) mengumpulkan dataset kasus-kontrol yang representatif guna menguji sensitivitas, spesifisitas, AUC, kalibrasi, dan false-positive rate; (3) mengestimasi serta mengkalibrasi parameter β, α, dan ambang batas kategori risiko secara empiris; (4) membandingkan kinerja model CF berjenjang dengan metode yang menangani dependensi bukti secara eksplisit, seperti Bayesian network atau Dempster–Shafer; serta (5) memperluas cakupan determinan risiko penting yang belum tersedia di dalam formulir.

Referensi

Alizadehsani, R., Roshanzamir, M., Hussain, S., Khosravi, A., Koohestani, A., Zangooei, M. H., Abdar, M., Beykikhoshk, A., Shoeibi, A., Zare, A., Panahiazar, M., Nahavandi, S., Srinivasan, D., Atiya, A. F., & Acharya, U. R. (2024). Handling of uncertainty in medical data using machine learning and probability theory techniques: A review of 30 years (1991–2020). *Annals of Operations Research*, *339*(3), 1077–1118. https://doi.org/10.1007/s10479-021-04006-2

Amriviana, M. P., Khairunnisa, C., & Sasongko, T. H. (2023). Parental stature as a risk factor for stunting in Indonesia: A systematic review and meta-analysis. *Narra J*, *3*(2), e144. https://doi.org/10.52225/narra.v3i2.144

Arief, Y. S., Yunita, F. C., Efendi, F., Murti, F. A. K., Pradipta, R. O., & McKenna, L. (2025). Social and environmental determinants of childhood stunting in Indonesia: National cross-sectional study. *JMIR Pediatrics and Parenting*, *8*, e68918. https://doi.org/10.2196/68918

Best, C. M., Sun, K., de Pee, S., Sari, M., Bloem, M. W., & Semba, R. D. (2008). Paternal smoking and increased risk of child malnutrition among families in rural Indonesia. *Tobacco Control*, *17*(1), 38–45. https://doi.org/10.1136/tc.2007.020875

Fangidae Repi, C. K. J., & Meo, M. O. (2025). Sistem pakar deteksi rawan stunting pada balita dengan metode Case Based Reasoning dan Certainty Factor berbasis website. *JATI (Jurnal Mahasiswa Teknik Informatika)*, *9*(4), 5867–5873. https://doi.org/10.36040/jati.v9i4.13921

Firmansyah, R. R. T., Murti, B., & Prasetya, H. (2023). A meta-analisis of correlation between diarrhea and stunting in children under five. *Journal of Epidemiology and Public Health*, *8*(1), 88–97. https://doi.org/10.26911/jepublichealth.2023.08.01.08

Gea, F. E., Saragih, R., & Ramadani, S. (2024). Expert system to diagnose stunting disease in toddlers using certainty factor method. *Journal of Mathematics and Technology (MATECH)*, *3*(1), 62–75. https://doi.org/10.63893/matech.v3i1.168

Gusnedi, G., Nindrea, R. D., Purnakarya, I., Umar, H. B., Andrafikar, Syafrawati, Asrawati, Susilowati, A., Novianti, Masrul, & Lipoeto, N. I. (2023). Risk factors associated with childhood stunting in Indonesia: A systematic review and meta-analysis. *Asia Pacific Journal of Clinical Nutrition*, *32*(2), 184–195. https://doi.org/10.6133/apjcn.202306_32(2).0001

Heckerman, D. E. (1986). Probabilistic interpretations for MYCIN's certainty factors. In L. N. Kanal & J. F. Lemmer (Eds.), *Uncertainty in artificial intelligence* (Vol. 4, pp. 167–196). North-Holland. https://doi.org/10.1016/B978-0-444-70058-2.50017-6

Kementerian PPN/Bappenas RI. (2024). *Dashboard stunting Indonesia: Monitoring dan evaluasi penurunan stunting nasional*. https://dashboard.stunting.go.id

Kusumajaya, A. A. N., Mubasyiroh, R., Sudikno, Nainggolan, O., Nursanyoto, H., Sutiari, N. K., Adhi, K. T., Suarjana, I. M., & Januraga, P. P. (2023). Sociodemographic and healthcare factors associated with stunting in children aged 6–59 months in the urban area of Bali Province, Indonesia 2018. *Nutrients*, *15*(2), 389. https://doi.org/10.3390/nu15020389

Kyrimi, E., McLachlan, S., Dube, K., Neves, M. R., Fahmi, A., & Fenton, N. (2021). A comprehensive scoping review of Bayesian networks in healthcare: Past, present and future. *Artificial Intelligence in Medicine*, *117*, 102108. https://doi.org/10.1016/j.artmed.2021.102108

Mardani, R. A. D., Wu, W.-R., Nhi, V. T., & Huang, H.-C. (2022). Association of breastfeeding with undernutrition among children under 5 years of age in developing countries: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Nursing Scholarship*, *54*(6), 692–703. https://doi.org/10.1111/jnu.12799

Maulina, R., Purwanti, A. S., & Veronika, R. M. (2024). A systematic review and meta-analysis of multilevel analysis of risk factors for stunting among under five-year-old children in Indonesia. *Helios Multidisciplinary*, *1*(1). https://doi.org/10.70702/bdb/xhdc5130

Muchlis, N., Yusuf, R. A., Rusydi, A. R., Mahmud, N. U., Hikmah, N., Qanitha, A., & Ahsan, A. (2023). Cigarette smoke exposure and stunting among under-five children in rural and poor families in Indonesia. *Environmental Health Insights*, *17*, 11786302231185210. https://doi.org/10.1177/11786302231185210

Muliani, M., Tondong, H. I., Lewa, A. F., Mutmainnah, M., Maineny, A., & Asrawaty, A. (2023). Determinants of stunting in children aged 24–59 months: A case-control study. *International Journal of Public Health Science*, *12*(3), 1287–1294. https://doi.org/10.11591/ijphs.v12i3.22313

Nisa, T. I. Z., Adriani, R. B., & Murti, B. (2022). Effect of early initiation of breastfeeding on exclusive breastfeeding and stunting: A meta-analysis. *Journal of Maternal and Child Health*, *7*(6), 685–698. https://doi.org/10.26911/thejmch.2022.07.06.07

Noviandi, N., Hidayah, B., & Widiyanti, R. (2023). Implementasi metode Certainty Factor untuk pengembangan sistem pakar diagnosis dan monitoring kasus stunting. *ICIT Journal*, *9*(2), 247–257. https://doi.org/10.33050/icit.v9i2.2957

Nurwegiono, M., & Zen, B. P. (2025). Pengembangan sistem pendukung keputusan berbasis web untuk diagnosis anemia dengan metode Certainty Factor. *Media Sisfo*, *19*(2), 152–164. https://doi.org/10.33998/mediasisfo.2025.19.2.2581

Oktafiani, R., & Witanti, A. (2024). Sistem pakar deteksi awal stunting pada balita menggunakan metode Certainty Factor. *Technologia: Jurnal Ilmiah*, *15*(1). https://doi.org/10.31602/tji.v15i1.13675

Prendergast, A. J., & Humphrey, J. H. (2014). The stunting syndrome in developing countries. *Paediatrics and International Child Health*, *34*(4), 250–265. https://doi.org/10.1179/2046905514Y.0000000158

Purwanti, E. D., Masitoh, S., & Ronoatmodjo, S. (2025). Association between basic immunization status and stunting in toddlers aged 12–59 months in Indonesia. *Journal of Preventive Medicine and Public Health*, *58*(3), 298–306. https://doi.org/10.3961/jpmph.24.230

Rahmadiani, I., Fibriana, A. I., Nisa, A. A., Shabbir, S. A., & Azam, M. (2025). Impact of low birth weight and other determinants on stunting in children under-five years old: Evidence from Indonesia's Nutrition Status Survey. *International Journal of Preventive Medicine*, *16*, 76. https://doi.org/10.4103/ijpvm.ijpvm_242_24

Ramadhani, H. A. N., & Ronoatmodjo, S. (2023). History of chronic energy deficiency (CED) during pregnancy and the incidence of stunting among children aged 0–59 months in East Jakarta. *Poltekita: Jurnal Ilmu Kesehatan*, *17*(1), 196–202. https://doi.org/10.33860/jik.v17i1.1738

Ratnawati, R., Kartasurya, F. M. I., Kartini, A., & Noe, E. R. (2025). Prenatal risk factors for stunting in children aged 12–24 months in Central Java, Indonesia. *Bangladesh Journal of Medical Science*, *24*(2), 579–588. https://doi.org/10.3329/bjms.v24i2.81535

Rothman, K. J., Greenland, S., & Lash, T. L. (2008). *Modern epidemiology* (3rd ed.). Lippincott Williams & Wilkins.

Ruel, M. T., & Alderman, H. (2013). Nutrition-sensitive interventions and programmes: How can they help to accelerate progress in improving maternal and child nutrition? *The Lancet*, *382*(9891), 536–551. https://doi.org/10.1016/S0140-6736(13)60843-0

Shortliffe, E. H., & Buchanan, B. G. (1975). A model of inexact reasoning in medicine. *Mathematical Biosciences*, *23*(3–4), 351–379. https://doi.org/10.1016/0025-5564(75)90047-4

Sutrisno, R., Fatmawati, I. D., Laksono, A. D., Rahmawati, W., Wirawan, N. N., & Handayani, D. (2026). The role of household food insecurity in malnutrition among Indonesian children under 5 years of age: A systematic review and meta-analysis (2015–2025). *Public Health Nutrition*, *29*(1), e86. https://doi.org/10.1017/S1368980026102365

Victora, C. G., Christian, P., Vidaletti, L. P., Gatica-Domínguez, G., Menon, P., & Black, R. E. (2021). Revisiting maternal and child undernutrition in low-income and middle-income countries: Variable progress towards an unfinished agenda. *The Lancet*, *397*(10282), 1388–1399. https://doi.org/10.1016/S0140-6736(21)00394-9