

# **Ergänzungen zur Stellungnahme und zum Gegenvorschlag von Kundi et al. zur herkömmlichen Interpretation der Mobi-Kids-Studie**

von Klaus Scheler, verfasst für diagnose:funk im Juli 2022

## **1. Widersprüche bei der herkömmlichen Interpretation der Daten aus der Mobi-Kids-Studie**

Die Ergebnisse der Mobi-Kids-Studie (1) werden in den meisten Medienbeiträgen und auch vom Bundesamt für Strahlenschutz (BfS) derzeit so verbreitet, dass die Nutzung von Mobiltelefonen und Schnurlostelefonen das Risiko für die Entwicklung eines Hirntumors bei Kindern und Jugendlichen nicht erhöht und daher „die im Mobilfunk geltenden Grenzwerte Erwachsene und Kinder schützen“ (3).

Schaut man sich die Ergebnisse der Mobi-Kids-Studie im Einzelnen an, muss diese Interpretation der Ergebnisse bemängelt und in Zweifel gezogen werden. Sie ist im Wesentlichen als Fehldeutung anzusehen, wie im Folgenden gezeigt wird.

### **Die Datenlage der Mobi-Kids-Studie**

Die Ergebnisse der Mobi-Kids-Studie bestehen in der Angabe von Odds-Ratios<sup>1</sup> (OR): Sie vergleichen die Chance (vergleichbar der relativen Häufigkeit) von bestimmten Hirntumoren bei Exponierten (Nutzern) mit der bei überwiegend Nichtexponierten (Nichtnutzern) bzw. bestimmen das Chancenverhältnis (Häufigkeitsverhältnis).

Wenn man davon ausgeht, dass Mobilfunkstrahlung Hirntumore auslösen kann, müsste sich dies in erhöhten Chancen (Häufigkeiten) bei den Nutzern von Mobilfunkgeräten zeigen, die Odds-Ratios müssten entsprechend im Wertebereich  $> 1$  liegen. Dies ist bei den in der Mobi-Kids-Studie gefunden Odds-Ratios dagegen nicht der Fall:

Die Mehrzahl der Odds-Ratios (199 von 259, vgl. (4)) lag *unter* 1, bei den 15 bis 19 - Jährigen waren die Odds-Ratios mit Werten  $< 1$  teilweise sogar statistisch signifikant (siehe Originaldaten im Anhang, 2. Teil). In allen(!) beteiligten Ländern zeigten sich sogar sinkende Odds-Ratios mit zunehmender Intensität und Dauer der Nutzung von Mobiltelefonen (Abb. 1).

---

<sup>1</sup> Der Begriff der Odds-Ratio wird im Anhang, 1. Teil genauer erläutert

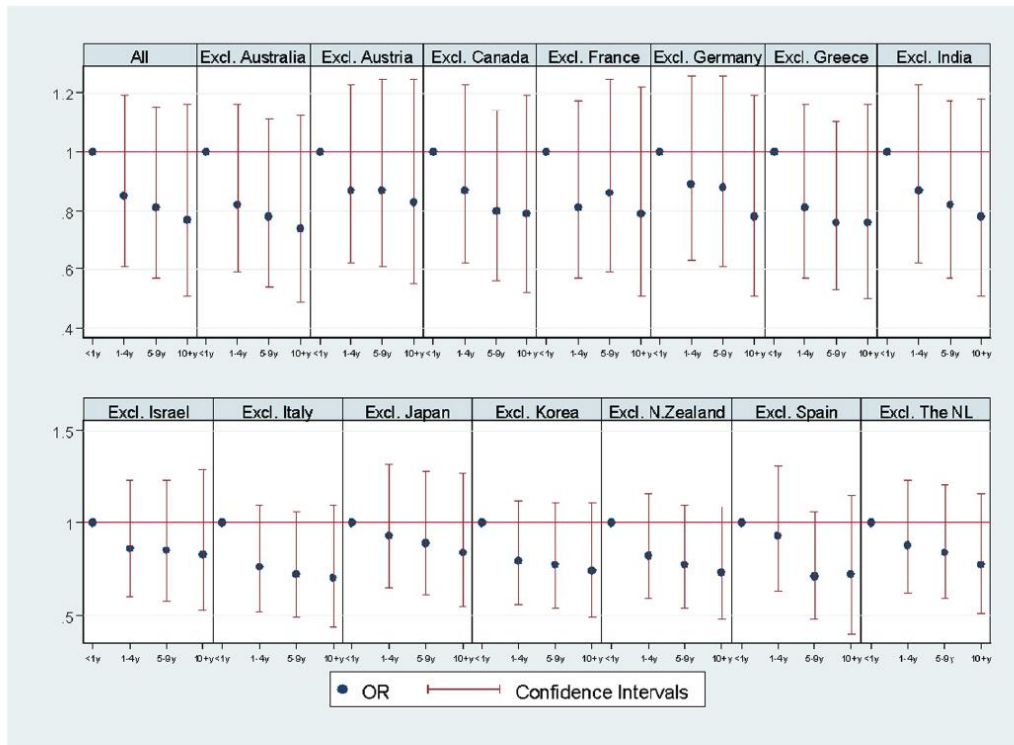


Fig. 1. Risk of NBT in relation to time since first use of wireless phones (in years) – analyses dropping one country at a time. Analyses adjusted for parental education. NBT: neuro-epithelial brain tumours; OR: odds ratio.

Abb. 1: Das Absinken der Odds-Ratios mit zunehmender Nutzungsdauer von Mobilfunkgeräten in den Ländern (aus (1))

Nur bei den 10 bis 14 – Jährigen und bei den 20 bis 24 – Jährigen wurden in bestimmten Teilgruppen Odds-Ratios  $> 1$  gefunden, die aber nicht signifikant waren und daher ein Zufallsbefund sein könnten.

### Was besagen diese Daten?

Die zahlreichen Odds-Ratios  $< 1$  könnten bedeuten, dass bei den Nutzern von Mobilfunkgeräten weniger(!) Hirntumore beobachtet wurden als bei den Nicht- oder Wenig-Nutzern. Diese Beobachtung passt überhaupt nicht zu der Erwartung, dass – wenn überhaupt – mehr Hirntumore hätten beobachtet werden müssen, sofern Mobilfunkstrahlung diese auslösen kann. Diese Ungereimtheit wird noch markanter im Zusammenhang mit Abb. 1: Das Sinken der Odds-Ratios scheint hier sogar auf ein sinkendes(!) Risiko für die Entwicklung von Hirntumoren mit zunehmender(!) Nutzungsdauer zu deuten. Die Nutzung von Mobilfunkgeräten könnte damit sogar als Schutz vor Gehirntumoren gewertet werden. Das ist natürlich biologisch unplausibel und nicht im Einklang mit den bereits vorhandenen wissenschaftlichen Erkenntnissen.

Die deutlich geringere Zahl von Odds-Ratios  $> 1$  besagt, dass bei Nutzung von Mobilfunkgeräten die Häufigkeit von Hirntumoren bei Kindern und Jugendlichen nur in wenigen Fällen erhöht ist. Odds-Ratios  $\cong 1$  tauchen überhaupt nur zweimal auf (4).

### Was kann aus dem merkwürdigen Befund (nicht) geschlossen werden?

Das Bundesamt für Strahlenschutz folgert aus dem Befund der zahlreichen  $OR < 1$ : „Die Nutzung von Mobiltelefonen und DECT-Telefonen erhöht das Risiko für Hirntumoren bei Kindern und Jugendlichen nicht. Das legen die Ergebnisse der kürzlich veröffentlichten internationalen MOBI-Kids-Studie nahe.“ (3) Diese Aussage ist eine Irreführung, da sie unterstellt, dass ein erhöhtes Hirntumorrisiko für Kinder und Jugendliche durch Nutzung von Mobilfunkgeräten generell(!) nicht auftritt. Es fehlt zumindest die Angabe des untersuchten Zeitraums: Eine unmissverständliche Formulierung wäre: „... erhöht das Risiko für Hirntumoren ... vor dem Alter von 24 Jahren nicht. ...“

Ob ein Hirntumorrisiko überhaupt existiert oder nicht, kann aufgrund der gefundenen Daten überhaupt nicht entschieden werden. Die langen Latenzzeiten von 10 bis 20 Jahren und mehr für Hirntumoren, die durch Mobilfunkstrahlung ausgelöst werden, legen nahe, dass erhöhte Tumorraten erst viel später als zwischen 10 und 24 Jahren beobachtet werden könnten. Dann können diese aber in der Mobi-Kids-Studie noch gar nicht nennenswert und signifikant festgestellt werden, da die Befragung auf den Altersbereich zwischen 10 und 24 Jahren eingeschränkt wurde. Dennoch schließt das Bundesamt für Strahlenschutz weiter: "Die neuen Ergebnisse ... bestätigen, dass die im Mobilfunk geltenden Grenzwerte Erwachsene und Kinder schützen." (3)

Für diese Aussage müsste die Statistik anders aussehen: Nur wenn sich die Tumorfrequenzen in den beiden Gruppen (Exponierte und Nichtexponierte) – unter der Voraussetzung einer genügend langen Beobachtungsdauer – nicht bzw. nur in geringen Grenzen unwesentlich unterscheiden (d.h.  $OR \cong 1$ ), kann man davon ausgehen, dass es mit entsprechend hoher Wahrscheinlichkeit *keinen* (kausalen) Zusammenhang zwischen der Exposition (Nutzung von Mobiltelefonen) und der ggf. dadurch ausgelösten Erkrankung (Hirntumor) gibt (Nullhypothese). Nur in diesem Fall wäre eine entsprechende Verbreitung in den Medien nachvollziehbar begründet.

Allerdings tritt dieser Fall ( $OR \cong 1$ ) bei den Odds-Ratios der Mobi-Kids-Studie nur zweimal bei insgesamt 259 Werten auf, d.h. die überwiegende Mehrzahl der Odds-Ratios liefert *nicht*  $OR \cong 1$ . Daher kann durch die Ergebnisse der Mobi-Kids-Studie ein Zusammenhang zwischen Nutzung von Mobiltelefonen und einem Hirntumorrisiko *gerade nicht* ausgeschlossen werden. Im Gegenteil: Die zahlreichen und mehrheitlichen  $OR < 1$  deuten daraufhin, dass es einen echten Effekt gibt, auch wenn erst im nächsten Abschnitt ausgeführt wird, welcher das sein soll und wie die  $OR < 1$  dann zu deuten sind.

Da das zahlreiche und mehrheitliche Auftreten von Werten mit  $OR < 1$  widersinnig erscheint, werden von den Autoren der Studie mögliche Fehlereinflüsse (bias) auf die Datenbasis benannt und dafür verantwortlich gemacht. Bei einigen Fehlereinflüssen können sie auch qualitativ zeigen, dass bei ihrer Vermeidung die Werte der ORs in Richtung  $\cong 1$  angehoben sein könnten. Daher vertreten die Autoren die Vorstellung, dass *alle* diese Werte mit  $OR < 1$  nicht vertrauenswürdig sind, sondern Artefakte darstellen. Auch wenn Fehlereinflüsse sicherlich im Spiel sind und das Studiendesign der Mobi-Kids-Studie an vielen Stellen kritisiert werden kann (vgl. (4)), ist es meines Erachtens eine nicht überzeugende und zweifelhafte Auffassung, *alle*  $OR < 1$  unter Fehler-

verdacht zu stellen: Dem steht vor allem die Durchgängigkeit von beobachteten OR-Werten unter 1 in allen Ländern gegenüber (Abb. 1), sowie die zum Teil in mehrfacher Hinsicht abgesicherte Datenbasis, die ganz bewusst bestimmte Fehler, die bei anderen Studien gemacht wurden, durch entsprechende Maßnahmen ausgeschlossen hat. Darüber hinaus fehlt eine quantitative Abschätzung der vermuteten Fehlereinflüsse, so dass unklar bleibt, wie stark eine Vermeidung dieser Fehler die ORs tatsächlich auf den Wert von  $\cong 1$  anheben würde. Es könnte sein, dass die Fehlervermeidung die ORs nur unwesentlich verändert.

## Schlussfolgerungen

Aus den zahlreichen und mehrheitlichen Ergebnisse mit  $OR < 1$ , die zum Teil sogar statistisch signifikant und daher ernst zu nehmen sind, sowie der geringen Zahl von  $OR \cong 1$  kann *keinesfalls* gefolgert werden, dass ein Zusammenhang zwischen der Nutzung von Mobilfunkgeräten und dem erhöhten Auftreten eines Hirntumors ausgeschlossen werden kann. Das wäre eine Fehlinterpretation der Daten. Sie legen vielmehr nahe, dass hier ein weiterer, andersartiger Effekt als die Auslösung von Hirntumoren seine „Hände im Spiel“ hat, der in dieser Studie nicht als wesentlich dargestellt wurde, aber offenbar einen dominanten Einfluss auf die Ergebnisse hatte und so zu den zahlreichen  $OR < 1$  geführt hat.

Grundsätzlich sagen Daten bzw. Odds-Ratios allein nichts darüber aus, wie sie zu deuten sind. Sie sagen nur aus, was gleichzeitig (innerhalb statistischer Schwankungen) in welchem Maße beobachtet wird. Datenerhebung und Dateninterpretation sind daher grundsätzlich zwei verschiedene „Paar Schuhe“.

Da die gefundenen OR-Werte  $< 1$  der Tendenz nach ernst zu nehmen sind, aber nicht im Einklang mit der herkömmlichen Interpretation stehen, muss die Interpretation – und nicht die Daten – in Frage gestellt und so korrigiert / ersetzt werden, dass die gefundenen Häufigkeitsverteilungen stimmig interpretiert werden können. Für eine annehmbare Interpretation ist dies das wichtigste Kriterium: Sie muss (im Rahmen gewisser Grenzen) widerspruchsfrei zu den gefundenen OR-Werten passen. Dies ist bei der in den Medien verbreiteten Interpretation gerade nicht der Fall, da sie nicht überzeugend zu den Studienergebnissen passt.

Darüber hinaus muss erwähnt werden, dass neben dem Hirntumorrisiko auch andere gesundheitliche Risiken für Kinder und Jugendliche beachtet werden müssen und schon deshalb eine uneingeschränkte Entwarnung in dem Sinne, dass die Grenzwerte schützen, eine Irreführung ist. Als Beispiel sei die MobilEe-Studie von 2008 (5) genannt, die als epidemiologische Untersuchung zu möglichen akuten gesundheitlichen Effekten durch Mobilfunk bei Kindern und Jugendlichen durchgeführt wurde. Für die in dieser Studie beobachteten gesundheitlichen Effekte gibt es bisher keine Entwarnung, insbesondere auch nicht durch die aktuelle Mobi-Kids-Studie.

## Offene Fragen

Die Ergebnisse der Mobi-Kids-Studie tragen zur Klärung ihrer selbst gestellten Forschungsfrage nur wenig bei. Dagegen zeigen sie deutlich auf, dass der Einfluss der Mobilfunknutzung auf eine Hirntumorentwicklung vielschichtiger ist als gedacht. Die Mobi-Kids-Studie sollte als Anstoß verstanden werden, den zahlreichen Ergebnissen mit  $OR < 1$  ernsthaft nachzugehen. Folgende Fragen müssen beantwortet werden: Wieso wurde ein erhöhtes Hirntumorrisiko bei den Exponierten nicht (bzw. fast nicht) gefunden, obwohl es nicht ausgeschlossen werden kann, und wie können die beobachteten zahlreichen Odds-Ratios  $< 1$  plausibel gedeutet werden?

## 2. Ein neuer Ansatz zur widerspruchsfreien Interpretation der Ergebnisse der Mobi-Kids-Studie nach Kundi et al.

Dass die zahlreichen und mehrheitlichen  $OR < 1$  auf einen bisher unerkannten Effekt hindeuten, wird durch eine Veröffentlichung von Kundi et al. (6) unterstützt, die die Notwendigkeit einer angemessenen Interpretation der Daten erstmals deutlich gemacht haben. Zwei der Autoren, die Professoren Hans-Peter Hutter und Michael Kundi (Med. Uni Wien), haben an der Mobi-Kids-Studie selbst mitgewirkt und mit ihren Kollegen eine plausible und stimmige Interpretation der Daten vorgeschlagen: Sie können logisch nachvollziehbar begründen, dass sich die zahlreichen  $OR < 1$  genau dann einfach erklären lassen, wenn man von einer Beschleunigung des Tumorstwachstums (Tumorpromotion) durch Mobilfunkexposition bei bereits vorhandenen Tumoren ausgeht. Dass Mobilfunkstrahlung Tumore schneller wachsen lässt, ist bereits durch mehrere Studien belegt ((8), (9)).

Das Ziel der Mobi-Kids-Studie fragt ja nicht danach, *wie* die beobachteten Hirntumore entstanden sind. Es wird unausgesprochen suggeriert, dass nur durch Mobilfunkstrahlung *ausgelöste* Tumoren gemeint seien. Wie Kundi et al. betonen, handelt es sich bei Kindern und Jugendlichen aber fast immer um Tumoren, die bereits in der frühen Kindheit oder sogar pränatal angelegt und nicht erst durch eine Mobilfunkexposition erzeugt bzw. ausgelöst wurden (6). Die Gefahr einer Hirntumor**bildung** kann die Mobi-Kids-Studie daher nur sehr eingeschränkt ermitteln, da die zugehörigen Latenzzeiten bei Kindern und Jugendlichen bei 10 bis 20 Jahren und mehr liegen, d.h. solche Tumoren sich überwiegend erst im jungen Erwachsenenalter bemerkbar machen.

Diese Altersgruppe wurde aber nur ansatzweise (bei den 20 bis 24 - Jährigen) untersucht. Tumoren, die in der Studie bei den exponierten Altersgruppen diagnostiziert wurden, dürften daher überwiegend Tumoren sein, die sich aufgrund eines beschleunigten Wachstums bereits angelegter Tumoren vorzeitig bemerkbar gemacht haben.

Der grundsätzliche Fehler in der herkömmlichen und verbreiteten Deutung besteht also nach Kundi et al. darin, dass im Fall der Mobi-Kids-Studie die Odds-Ratios überwiegend nicht als Risiko für eine Hirntumor**bildung** (Tumorauslösung) angesehen werden dürfen. Sie sind im Wesentlichen Ausdruck eines beschleunigten Tumorstwachstums (Tumorpromotion). Von einer entsprechenden Entwarnung bei der Nutzung von Mobilfunkgeräten kann deshalb keine Rede sein.

Die Deutung von Kundi et al. ist bisher die einzige Deutung, die nachvollziehbar und stimmig die zahlreichen Odds-Ratios  $< 1$  erklären und sogar in der richtigen Größenordnung reproduzieren kann. Ihre Überlegungen hierzu werden im Folgenden ausführlich dargestellt.

### 3. Die Überlegungen von Kundi et al. im Einzelnen<sup>2</sup>

Kundi et al. gehen - wie gesagt - von folgender Beobachtung aus: „Die Entwicklung kindlicher Hirntumore beginnt mit einer prämaligen (Anmerkung: d.h. zunächst nicht bösartigen) Transformation bereits im Mutterleib, schicksalhaft oder durch Einflüsse während der Schwangerschaft. Das ist auch der Grund dafür, dass die Inzidenz (Zahl der Neuerkrankungen) in den ersten Lebensjahren so hoch ist. Manche sind bereits bei der Geburt ausgeprägt und werden im ersten Lebensjahr symptomatisch, andere (Tumoren), die ein langsames Wachstum zeigen, treten mit der höchsten Inzidenz im 2. bis 4. Lebensjahr auf.“ Daher kann „keine Rede davon sein, dass die Exposition gegenüber der Strahlung eines Mobiltelefons einen kindlichen Hirntumor auslösen(!) kann, weil das im Widerspruch zur natürlichen Entwicklung dieser Tumore steht.“

Diese Sachlage hat bedeutsame Konsequenzen für epidemiologische Untersuchungen des Zusammenhangs Exposition – Erkrankung: Denn die Interpretation der Ergebnisse als Schätzwerte für ein relatives Risiko setzt voraus, dass die Exposition vor(!) Beginn der Entwicklung der Erkrankung stattfand. Erst dann kann die Exposition als Ursache für die Erkrankung überhaupt sinnvoll angenommen werden (7).

Diese Voraussetzung „ist jedoch bei kindlichen Hirntumoren und auch bei den meisten Hirntumoren im Erwachsenenalter, die bisher untersucht wurden, niemals der Fall.“ Bei Kindern und Jugendlichen kann daher in den allermeisten Fällen die Exposition nicht als Auslöser(!) einer Tumorentwicklung angesehen werden.

Die Moby-Kids-Studie kann bei der befragten Altersgruppe gar nicht sinnvoll herausfinden, ob die Exposition gegenüber Mobilfunkstrahlung einen Tumor auslösen kann. „Was sie (fast ausschließlich) untersucht hat, ist der Einfluss, den eine Belastung mit hochfrequenter Mobilfunkstrahlung auf die *Tumorentwicklung* (einer bereits angelegten bösartigen Zellveränderung) haben könnte.“

Wenn Kundi et al. von einer Beschleunigung des Tumorwachstums als dominanten Einfluss der Mobilfunkstrahlung auf die Tumorentwicklung ausgehen, hat dies bemerkenswerte Konsequenzen:

#### Folgerung für den Diagnosezeitpunkt

Zunächst folgt aus der Erfahrung, dass ein Einfluss auf die Wachstumsrate im Sinne einer Steigerung um 25-35% realistisch ist. Kundi et al. schreiben: „Es liegt auf der Hand, dass bei einer Beschleunigung des Tumorwachstums die klinischen Erscheinungen früher eintreten und daher der Tumor auch früher diagnostiziert wird. Im Durch-

---

<sup>2</sup> Alle im Folgenden in Anführungsstrichen gesetzten Aussagen sind Zitate aus der Veröffentlichung von Kundi et al. (6)

schnitt liegen 1-2 Monate zwischen dem Auftreten der Symptome und der Diagnose, bei etwa 10% kann es aber 1-2 Jahre dauern, bis die oft unspezifischen Symptome (z.B. Kopfschmerzen) zu einer Hirntumordiagnose führen. ... Eine solche Steigerung (der Wachstumsrate) würde im untersuchten Altersbereich (von 10 bis 24 Jahren) eine um 1,5 bis 3,5 Jahre frühere Diagnose herbeiführen.“ (6) Im Folgenden wird beispielhaft von einer um 2 Jahre früheren Diagnose ausgegangen. Die Überlegungen gelten aber genauso für etwas frühere oder spätere Diagnosen.

### **Folgerung für die Inzidenzen**

Die frühere Diagnose von Hirntumoren hat eine entsprechende Konsequenz auf die Alters-Inzidenz  $I(n)$ , also auf die Anzahl der jährlichen Neuerkrankungen an Hirntumoren von Kindern und Jugendlichen im Alter  $n$  (Mobi-Kids-Studie:  $n = 12, \dots, 24$  Jahre).

Beispiele: Wenn bei nicht exponierten Kindern, die 14 Jahre alt sind, jährlich etwa 9 Hirntumorfälle von 1 Million Kindern festgestellt wurden, so wird bei exponierten Kindern diese Zahl an Neuerkrankungen bereits bei etwa 12 Jahren, also etwa um 2 Jahre früher, gefunden.

Entsprechend wird bei 19-jährigen nicht exponierten Jugendlichen die Inzidenz, die jährlich bei etwa 5 Hirntumorfällen von 1 Million Jugendlichen liegt, bei den exponierten Jugendlichen bereits bei den etwa 17-Jährigen gefunden.

Diese Zusammenhänge können in einer einfachen Gleichung zusammengefasst werden: Bezeichnet man die Alters-Inzidenz von nicht exponierten Kindern im Alter  $n$  mit  $I_{\text{exp-}}(n)$  und die Alters-Inzidenz von exponierten Kindern im Alter  $n$  mit  $I_{\text{exp+}}(n)$ , so gilt:

$$I_{\text{exp-}}(n) = I_{\text{exp+}}(n - 2) \text{ mit } n = \text{Alter in Jahren} \quad (*)$$

Die Alters-Inzidenzen der exponierten Kinder lassen sich damit auf die Alters-Inzidenzen der nicht exponierten Kinder zurückführen, denn es gilt äquivalent zu Gleichung (\*):

$$I_{\text{exp+}}(n) = I_{\text{exp-}}(n + 2) \text{ mit } n = \text{Alter in Jahren} \quad (**)$$

### **Folgerung für die Odds-Ratio**

Diese Zusammenhänge lassen qualitative Vorhersagen für die Odds-Ratios zu, die bei der Mobid-Kids-Studie ermittelt wurden. Grundsätzlich bezieht sich eine Odds-Ratio zwar nicht auf Inzidenzen (Neuerkrankungen), sondern auf Unterschiede in den Prävalenzen (Krankheitshäufigkeiten) zwischen Exponierten und Nicht-Exponierten. Dabei werden die Fälle (Erkrankte) im Allgemeinen unabhängig davon ausgewählt, ob sie Neuerkrankungen sind oder nicht. Überlegungen zu Inzidenzen lassen sich daher im Allgemeinen nicht mit der Odds-Ratio (OR) in Verbindung bringen.

Im speziellen Fall der Mobi-Kids-Studie besteht jedoch die Besonderheit, dass „ein sogenanntes Inzidenzsampling vorgenommen wurde, d.h. dass die Hirntumorfälle, sobald sie diagnostiziert wurden, in die Studie aufgenommen wurden“ (6). Das bedeutet,

dass alle aufgenommenen Fälle Neuerkrankungen sind, was mit  $I(n)$  formal ausgedrückt werden kann (vgl. Anhang, 3. Teil).

Es kann dann allgemein bewiesen werden, dass die in den Odds-Ratios (OR) auftretenden Häufigkeitsverhältnisse näherungsweise durch die entsprechenden Alters-Inzidenzen der Exponierten  $I_{exp+}(n)$  und Nicht-Exponierten  $I_{exp-}(n)$  ausgedrückt werden können. Das einfache Ergebnis lautet:

$$OR(n) \cong \frac{I_{exp+}(n)}{I_{exp-}(n)}$$

(Dieser Zusammenhang ist in der Epidemiologie seit langem bekannt, eine vereinfachte, heuristische Ableitung steht im Anhang, 3. Teil; vgl. (7)).

Dieses Ergebnis ist in mehrfacher Hinsicht bemerkenswert:

- Die Odds-Ratios sind unabhängig von der Anzahl der ausgewählten exponierten bzw. nicht exponierten Fälle und insbesondere unabhängig von der Anzahl der Kontrollen in der Mobi-Kids-Studie.
- Bei bekannten Werten für die Alters-Inzidenz-Kurve  $I_{exp-}(n)$  lassen sich die ORs einfach berechnen. Denn wegen (\*\*\*) gilt:

$$OR(n) \cong \frac{I_{exp+}(n)}{I_{exp-}(n)} = \frac{I_{exp-}(n+2)}{I_{exp-}(n)} \quad (***)$$

Für die Bestimmung der Odds-Ratios kommt es also nur darauf an, Genaueres über den Verlauf der Alters-Inzidenz-Kurve  $I_{exp-}(n)$  für nicht exponierte Kinder im Alter  $n$  zwischen 10 und 24 Jahren zu erfahren, um weitere Schlussfolgerungen für die  $OR(n)$  ziehen zu können.

### **Eigenschaften der Alters-Inzidenz-Kurve $I_{exp-}(n)$**

Die Alters-Inzidenz-Kurve  $I_{exp-}(n)$  ist leider nicht statistisch erfasst, da es praktisch keine Kinder und Jugendlichen mehr gibt, die nicht durch Mobilfunkgeräte exponiert sind. In der Mobi-Kids-Studie waren unter den 10 bis 14 - Jährigen bereits 77% reguläre und damit exponierte Nutzer (mit und ohne Tumor), unter den 15 bis 19 - Jährigen 97% und unter den 20 bis 24 - Jährigen 99%. Entsprechend gering war der Anteil der Nicht-Nutzer in den drei Kategorien.

Statistisch erfasst ist dagegen die Alters-Inzidenz-Kurve  $I(n)$  für *alle* Fälle (Erkrankte), d.h. für exponierte und nicht exponierte Kinder und Jugendliche. Daraus lässt sich jedoch auf die prinzipielle Form von  $I_{exp-}(n)$  schließen, wie im Folgenden gezeigt wird.

Die Inzidenz  $I(n)$ , also die jährliche Anzahl aller Neuerkrankungen an Hirntumoren bei Kindern und Jugendlichen hat für die USA (Spezialauswertung von CBTRUS

<https://cbtrus.org/>) folgenden Verlauf (Abb. 2 aus (6)):



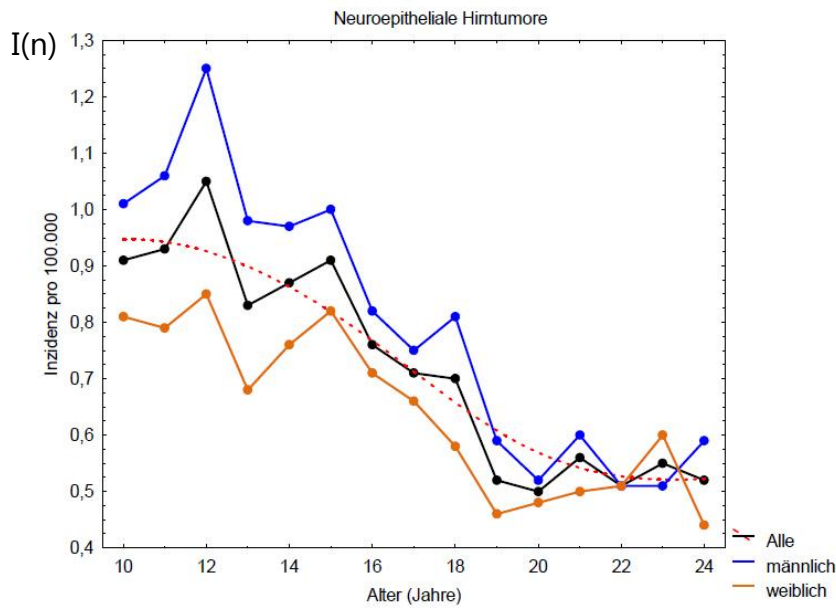


Abbildung 2. Inzidenz pro 100.000 primärer neuroepithelialer Hirntumore (Astrozytome, Glioblastome, Oligodendrogliome, Oligoastrocytome, Ependymome, Choroid Plexus Tumore, Gliome NOS, andere neuroepitheliale Tumore) nach Geschlecht. Spezialauswertung von CBTRUS (USA) für den Zeitraum 2012-2016. Rote strichlierte Linie: geglättete Trendlinie.

Diese Alters-Inzidenz-Kurve  $I(n)$  berücksichtigt ausschließlich die in der Mobi-Kids-Studie eingeschlossenen Fälle für neuroepitheliale Tumoren. Sie wurde für den Zeitraum 2012 – 2016 ermittelt, der in etwa dem Untersuchungszeitraum der Mobi-Kids-Studie entspricht. Zum Beispiel ergeben sich aus Abb. 2 folgende Werte (gemittelte schwarze Kurve):

	n = 12 Jahre	n = 17 Jahre	n = 22 Jahre
Inzidenz $I(n)$ jeweils pro 100.000	$I(12) \cong 1,05$	$I(17) \cong 0,715$	$I(22) \cong 0,51$

Bemerkenswert ist, dass die Inzidenzen  $I(n)$  ab etwa 12 Jahren einen abnehmenden(!) Trend aufweisen, wobei der stärkste Abfall zwischen 15 und 19 Jahren auftritt. Dies ist nachvollziehbar, da die Wachstumsgeschwindigkeit der Tumoren – und damit die Zeit bis zum Auftreten von Symptomen – individuell verschieden ist und von vielen Faktoren abhängt: Man kann aber davon ausgehen, dass ein verlangsamtes Tumorstadium umso seltener auftritt, je langsamer der Tumor wächst. Und je langsamer der Tumor wächst, desto später wird er diagnostisch erkannt. Diese Beobachtung ist für das Folgende von entscheidender Bedeutung.

Obwohl die Alters-Inzidenz-Kurve  $I(n)$  in Abb. 2 alle Fälle von exponierten und nicht exponierten Kinder bzw. jungen Erwachsenen erfasst, kann man annehmen, dass sie überwiegend auf exponierten Kindern und Jugendlichen beruht:  $I(n) \cong I_{\text{exp}+}(n)$ . Da Tumoren bei Exponierten etwa 2 Jahre früher diagnostiziert werden als bei den Nichtexponierten, dürfte die Alters-Inzidenz-Kurve der Nichtexponierten  $I_{\text{exp}-}(n)$  um 2 Jahre nach rechts zu höherem Alter hin verschoben sein. Weiterhin dürfte sie einen qualitativ ähnlichen Verlauf haben, wie die Kurve  $I_{\text{exp}+}(n)$  in Abb. 2 (geglättete Form (rot gestri-

chelte Kurve)): Denn in den Bereichen, wo die Funktion  $I_{\text{exp}+}(n) \cong I(n)$  etwa waagrecht verläuft – also etwa in den Bereichen unter 12 und ab 21 Jahre – bewirkt eine Verschiebung um 2 Jahre keine großen Veränderungen im weiteren Verlauf, d.h. für diese waagerechten Bereiche gilt nach (\*\*):  $I_{\text{exp}+}(n) = I_{\text{exp}-(n+2)} \cong I_{\text{exp}-(n)}$  und daher gilt in diesen Bereichen auch:  $I(n) \cong I_{\text{exp}-(n)}$ .

Daher muss es zwischen den Randwerten (unter 12 und ab 21 Jahren) auch einen Abfall der Inzidenzen  $I_{\text{exp}-(n)}$  geben. Der abfallende Bereich könnte hier ggf. anders, z.B. steiler ausfallen als bei  $I(n)$ , was mit Hilfe der Kurve  $I(n)$  allein aber nicht ermittelt werden kann.

Die folgende Abb. 3 zeigt einen möglichen, prinzipiellen Verlauf von  $I_{\text{exp}-(n)}$  zusammen mit  $I_{\text{exp}+}(n)$ , der diesen Überlegungen entspricht (vgl. Abb. 3 aus (6) mit sinngemäßen Ergänzungen).

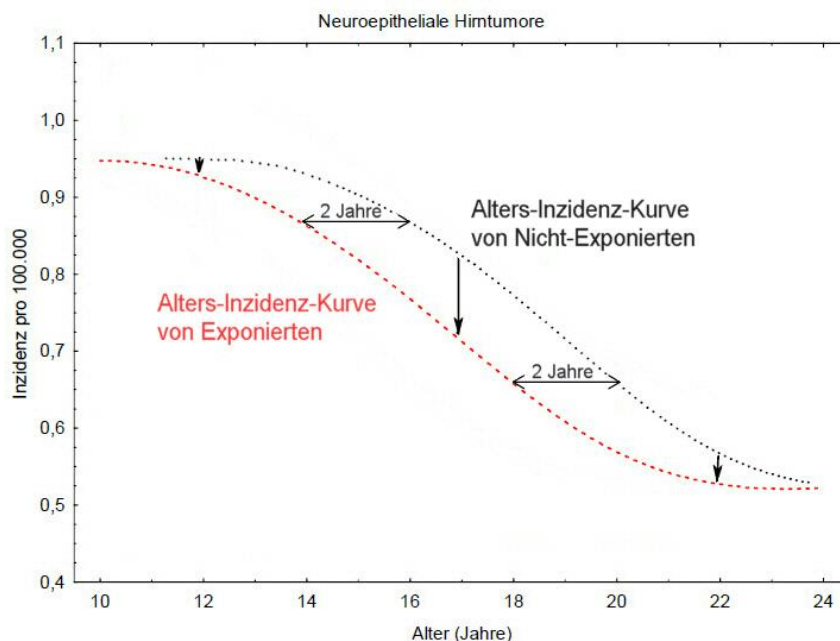


Abb. 3: Fiktive Alters-Inzidenz-Kurve  $I_{\text{exp}-(n)}$  neuroepithelialer Hirntumore von nicht exponierten Kindern (schwarze Linie) und um 2 Jahre verschoben von exponierten Kindern  $I_{\text{exp}+}(n)$  (rote Linie, entspricht Abb. 2). Die Exposition führt zu einem deutlichen Absinken der Inzidenz in dem abfallenden Teil der Kurve (etwa im Bereich der 12 bis 22 –Jährigen), in den Randbereichen der Kurve bleibt die Inzidenz in etwa unverändert.

Abb. 3 macht die genannten Zusammenhänge und die Verschiebung um 2 Jahre anschaulich deutlich: Es zeigt sich, dass die Verschiebung um 2 Jahre zu einem allgemeinen Absinken der Inzidenz  $I_{\text{exp}+}(n)$  gegenüber  $I_{\text{exp}-(n)}$  in fast allen Altersbereichen führt, wobei die Abnahme in den Randbereichen weniger deutlich bis unerheblich ist und zwischen 15 und 19 Jahren am stärksten ausfällt.

## Vorhersage des Zahlenbereichs der Odds-Ratios

Aus dem Verlauf von  $I_{\text{exp-}}(n)$  lassen sich nun mit Hilfe der Gleichung (\*\*\*) folgende Schlüsse für die Odds-Ratios  $OR(n)$  ziehen:

- Da die Alters-Inzidenz-Kurve  $I_{\text{exp+}}(n)$  für (fast) alle  $n$  unter  $I_{\text{exp-}}(n)$  liegt, gilt:  
 $I_{\text{exp+}}(n) < I_{\text{exp-}}(n)$  für alle  $n$  zwischen 10 und 22 Jahren. Das bedeutet für die entsprechenden Odds-Ratios:

$$OR(n) \cong I_{\text{exp+}}(n) / I_{\text{exp-}}(n) < 1$$

Die hier abgeleitete Voraussage von  $OR(n) < 1$  für fast alle  $n$  korrespondiert passgenau zu den Ergebnissen der Mobi-Kids-Studie (vgl. Tabelle 1 bzw. Anhang, 2. Teil). Die Überlegungen von Kundi et al. stellen damit eine überzeugende Erklärung für diese OR-Werte dar.

Risk of NBT in relation to time since start of wireless phone use: overall and by age category. Analyses adjusted for parental education.

	10–14 years				15–19 years				20–24 years			
	Cases	Cont.	OR	95% CI	Cases	Cont.	OR	95% CI	Cases	Cont.	OR	95% CI
<i>Regular wireless phone user 1 year before diagnosis</i>												
No	70	182	1.00		9	18	1.00		2	5	1.00	
Yes	217	623	0.87	0.61 1.25	208	598	0.62	0.26 1.45	165	463	1.06	0.19 5.83
<i>Time since start of use of wireless phones (years)</i>												
< 1 year	70	182	1.00		9	18	1.00		2	5	1.00	
1–4 years	106	318	0.82	0.55 1.20	53	120	0.79	0.32 1.94	6	12	1.76	0.25 12.53
5–9 years	93	243	0.98	0.65 1.49	116	344	0.55	0.23 1.34	74	213	0.97	0.17 5.43
10+ years	18	62	0.82	0.43 1.55	39	134	0.45	0.18 1.13	85	238	1.02	0.18 5.81
Linear trend test	0.85				0.02				0.85			

NBT: neuro-epithelial brain tumours; Cont.: controls; OR: odds ratio; CI: confidence interval.

Tabelle 1: Ergebnisse der Mobi-Kids-Studie (Auszug)

Die Übereinstimmung ist für die drei Altersgruppen sogar der Tendenz nach im Detail gegeben:

- Da  $I_{\text{exp-}}(n)$  im Bereich der 15 bis 19 – Jährige das stärkste Absinken zeigt, liegen hier die Werte für OR besonders weit unter 1. Dies passt zu dem Ergebnis, dass in der Mobi-Kids-Studie die OR-Werte gerade für diesen Altersbereich zum Teil sogar signifikant unter 1 lagen.  
 Beispiel: Die Inzidenz bei den exponierten 17 – Jährigen liegt bei ca. 0,72 Hirntumorfällen von 100.000 Jugendlichen (rote Kurve), die Inzidenz bei den nicht exponierten 17 – Jährigen liegt dagegen bei ca. 0,825 (schwarze Kurve). Die Odds-Ratio hat den Wert:  $OR = 0,72 / 0,825 \cong 0,87 < 1$ .
- Im Bereich der Altersgruppe 10 bis 14 Jahre gilt, dass der Unterschied zwischen  $I_{\text{exp+}}(n)$  und  $I_{\text{exp-}}(n)$  weniger ausgeprägt ist, daher müsste es hier zu Odds-Ratios kommen, die zwar überwiegend  $< 1$  sind, aber näher an 1 liegen. Auch das zeigen die Ergebnisse der Mobi-Kids-Studie (vgl. Tabelle 1 bzw. Anhang, 2. Teil).
- Im Bereich der Altersgruppe 20 bis 24 Jahre gilt, dass es praktisch keinen Unterschied zwischen  $I_{\text{exp+}}(n)$  und  $I_{\text{exp-}}(n)$  gibt, daher müssten hier die Odds-Ratios sehr nahe um den Bereich 1 liegen. Auch hier ergibt sich in der Tendenz eine Übereinstimmung mit den Ergebnissen der Mobi-Kids-Studie (vgl. Tabelle 1 bzw. Anhang, 2. Teil).

#### 4. Zusammenfassung der Ergebnisse

Mit den Ausführungen von Kundi et al. wird klar, dass in der Mobi-Kids-Studie eine Kausalbeziehung zwischen Exposition und Hirntumorauslösung in den meisten Fällen nicht angenommen werden darf, da zunächst der Tumor da war (wenn auch ggf. noch nicht diagnostizierbar, da zu klein) und dann erst die Exposition dazukam. Der Einfluss der Mobilfunkexposition auf die Tumorentwicklung besteht damit überwiegend in einem beschleunigten Tumorwachstums (Tumorpromotion) eines bereits angelegten Tumors. Die weiteren Überlegungen von Kundi et al. zeigen, dass mit diesem Effekt das Vorkommen der zahlreichen OR-Werte  $< 1$  bei den Ergebnissen der Mobi-Kids-Studie überzeugend gedeutet werden kann.

Dass Odds-Ratios in Fall-Kontroll-Studien normalerweise als Maß für ein Risiko interpretiert werden können, liegt daran, dass eine grundlegende Voraussetzung für diese Interpretation erfüllt sein muss: Die Wirkung (Erkrankung) muss zeitlich nach der vermuteten Ursache (Exposition) erfolgen. Konkret heißt das: Ein Tumor darf nicht schon vor einer Exposition durch Mobilfunkfelder vorhanden sein, auch wenn der Tumor noch nicht diagnostizierbar ist. Bei den meisten erkrankten Kindern und Jugendlichen in der Mobi-Kids-Studie jedoch muss die Erkrankung bereits vor der Exposition vorhanden gewesen sein! Das erklärt, warum die zahlreichen Werte von OR  $< 1$  nicht mehr sinnvoll als verringertes Risiko, an einem Hirntumor zu erkranken, interpretiert werden können.

Ob bei den in der Mobi-Kids-Studie ausgesuchten Fällen auch Hirntumore dabei sind, die erst durch Mobilfunkstrahlung ausgelöst wurden, kann nicht ausgeschlossen werden. Diese dürften aber nur einen geringen Anteil ausmachen, da Werte OR  $> 1$  nur etwa in 22% aller ORs gefunden wurden und in keinem Fall statistisch signifikant waren.

Insgesamt kann die in den Medien verbreitete Nachricht, dass Kinder und Jugendliche bei ihrer Nutzung von Mobilfunkgeräten kein erhöhtes Hirntumorrisiko eingehen, nicht mehr aufrecht erhalten werden. Sie beruht nach den Erkenntnissen und Überlegungen von Kundi et al. auf einer Fehlinterpretation der Studienergebnisse.

## Referenzen

- (1) Castaño-Vinyals, G et al (2021). Wireless phone use in childhood and adolescence and neuroepithelial brain tumours: Results from the international Mobi-Kids study. *Environment International* 160 (2022) 107069. <https://doi.org/10.1016/j.envint.2021.107069>  
Download: <http://diposit.ub.edu/dspace/bitstream/2445/183525/1/1-s2.0-S0160412021006942-main.pdf>
- (2) Aydin D, Feychting M, Schuz J, Tynes T, Andersen TV, Schmidt LS, Poulsen AH, Johansen C, Prochazka M, Lannering B, Klæboe L, Eggen T, Jenni D, Grotzer M, Von der Weid N, Kuehni CE, Rösli M (2011). Mobile phone use and brain tumors in children and adolescents: a multicenter casecontrol study. *J Natl Cancer Inst* 2011, 103:1264-1276;  
<https://doi.org/10.1093/jnci/djr244> (Cefalo-Studie)  
Kommentar: <https://diagnose-funk.org/aktuelles/artikel-archiv/detail?newsid=350>
- (3) Pressemitteilung des Bundesamts für Strahlenschutz zur Mobi-Kids-Studie (07.02.2022):  
<https://www.bfs.de/SharedDocs/Pressemitteilungen/BfS/DE/2022/003.html>  
Fachliche Stellungnahme des Bundesamts für Strahlenschutz zur Mobi-Kids-Studie (2022).  
<https://www.bfs.de/DE/bfs/wissenschaft-forschung/stellungnahmen/emf/mobi-kids.html>
- (4) Hardell L, Moskowitz M (2022). A critical analysis of the Mobi-Kids study of wireless phone use in childhood and adolescence and brain tumor risk. *Rev Environ Health* 2022;  
<https://doi.org/10.1515/reveh-2022-0040>
- (5) MobilEe-Studie (2008). Download des Abschlussberichts: [http://www.emf-forschungsprogramm.de/forschung/epidemiologie/epidemiologie\\_abges/epi\\_045\\_AB.pdf](http://www.emf-forschungsprogramm.de/forschung/epidemiologie/epidemiologie_abges/epi_045_AB.pdf)
- (6) Kundi M, Hutter H-P, Wallner P, Moshhammer H (2022). Stellungnahme zu den Ergebnissen der MobiKids-Studie. *medi.um* 01/2022;  
Download: [https://www.aegu.net/pdf/medium/Mobikids\\_1\\_22-1.pdf](https://www.aegu.net/pdf/medium/Mobikids_1_22-1.pdf)
- (7) Kundi, M (2010). Essential problems in the interpretation of epidemiologic evidence for an association between mobile phone use and brain tumours. *Comptes Rendus Physique, Interactions between radiofrequency signals and living organisms* 11 (9- 10), 556–563.  
<https://doi.org/10.1016/j.crhy.2011.01.014>
- (8) Tillmann T, Ernst H, Streckert J, Zhou Y, Taugner F, Hansen V, Dasenbrock C (2010). Indication of cocarcinogenic potential of chronic UMTS-modulated radiofrequency exposure in an ethylnitrosourea mouse model. *Int J Radiat Biol* 86 (7): 529 – 541  
<https://doi.org/10.3109/09553001003734501>
- (9) Lerchl A, Klosea M, Grotea K, Wilhelm A F.X., Spathmann O, Fiedler T, Streckert J, Hansen V, Clemens M (2015). Tumor promotion by exposure to radiofrequency electromagnetic fields below exposure limits for humans. *Biochem Biophys Res Commun* 459 (4):585-90.  
<https://doi.org/10.1016/j.bbrc.2015.02.151>

## Anhang

### 1. Datenerhebung bei Fall-Kontroll-Studien – Odds-Ratio (OR) und Confidence Intervall (CI)

Die Mobi-Kids-Studie wurde als Fall-Kontroll-Studie angelegt, die sich vor allem zum Aufdecken möglicher Ursachen von seltenen Erkrankungen eignet und zudem relativ kostengünstig ist. Eine Fall-Kontroll-Studie erfordert generell eine Stichprobe von erkrankten Personen (Fälle) und eine Stichprobe von gesunden Personen (Kontrollen). Bei der Mobi-Kids-Studie wurden Erkrankte mit einem neuroepithelialen Hirntumor ausgewählt. Die Kontrollen bestanden aus Klinikpatienten mit einer Blinddarmentzündung. Untersucht wird (nur), in welchem Maße die (z.B. zunehmende) Erkrankungshäufigkeit mit einem vermuteten Risikofaktor – einer Exposition durch Mobilfunkfelder von Smartphones & Co. – gemeinsam vorkommt.

Bei beiden Gruppen, Fällen und Kontrollen, wird in der Studie durch eine überprüfte Befragung ermittelt, ob in der Vergangenheit eine Exposition durch den vermuteten Risikofaktor vorlag oder (überwiegend) nicht. Dadurch werden vier verschieden große Teilgruppen ermittelt:

	Exponierte	Nichtexponierte
<b>Fälle</b> (Erkrankte)	Erkrankte nach Exposition	Erkrankte ohne Exposition
<b>Kontrollen</b> (Nichterkrankte)	Gesunde nach Exposition	Gesunde ohne Exposition

Aus den jeweiligen Anzahlen der vier Teilgruppen können zwei Chancen (Odds) – entspricht den relativen Häufigkeiten – für eine Erkrankung von exponierten bzw. nichtexponierten Personen (näherungsweise) durch das Verhältnis von Erkrankten zu Gesunden berechnet werden. Fiktives Beispiel: 25 Erkrankungen bei 100 exponierten Personen, d.h. Odds  $\cong 25/75 = 1/3$ ; 20 Erkrankungen bei 100 nichtexponierten Personen, d.h. Odds  $\cong 20/80 = 1/4$ .

Im letzten Schritt wird das Chancenverhältnis, die sog. Odds-Ratio (OR) bzw. das Häufigkeitsverhältnis von exponierten zu nichtexponierten Personen berechnet: Es drückt aus, um wie viel häufiger bei exponierten Personen eine Erkrankung (z.B. ein Hirntumor) im Vergleich zu (überwiegend) nichtexponierten Personen (gleicher Anzahl) festgestellt wird (im fiktiven Beispiel um den Faktor  $1/3 : 1/4 = 1,33 > 1$ ).

Die Odds-Ratio (OR) ist formal wie folgt definiert:

$$OR = \frac{F_{exp+}}{K_{exp+}} / \frac{F_{exp-}}{K_{exp-}} = \frac{F_{exp+}}{K_{exp+}} \cdot \frac{K_{exp-}}{F_{exp-}}$$

Dabei bezeichnet F die Anzahl der Fälle, K die Anzahl der Kontrollen und der Index verweist jeweils darauf, ob es sich um exponierte (exp+) oder nicht bzw. wenig exponierte (exp-) Kinder und Jugendliche handelt.

Anmerkung: Eine Odds ist nicht mit dem relativen Risiko bzw. mit der relativen Häufigkeit, die sich jeweils auf die Gesamtzahl der Exponierten bzw. Nichtexponierten bezieht, zahlenmäßig gleichzusetzen: Im fiktiven Beispiel ist (bei genügend großen Stichproben) das relative Risiko für eine Erkrankung bei Exponierten  $25/100 = 0,25$  und bei Nichtexponierten  $20/100 = 0,2$ ; daher ist das relative Risikoverhältnis  $0,25 / 0,2 = 1,25$ . Unter gewissen Bedingungen, z.B. bei großen Stichproben, ist das relative Risikoverhältnis zahlenmäßig von der Odds-Ratio nur unwesentlich verschieden.

Ein Wert von  $OR > 1$  bedeutet, dass bei exponierten Personen eine Erkrankung häufiger vorkommt als bei nicht exponierten Personen. Anders gesagt: Bei einem Erkrankungsfall liegt häufiger eine Exposition vor als keine.

Ein Wert von  $OR = 1$  bedeutet, dass bei exponierten Personen genau so viele Erkrankungen vorkommen wie bei nicht exponierten Personen. Anders gesagt: Bei den Erkrankten sind genauso häufig Exponierte wie nicht Exponierte zu finden. Die Exposition hat damit aller Wahrscheinlichkeit nach keinen Einfluss auf das Erkrankungsrisiko.

Ein Wert von  $OR < 1$  bedeutet, dass bei exponierten Personen weniger Erkrankungen vorkommen als bei nicht exponierten Personen. Anders gesagt: Bei den Erkrankten sind weniger häufig (seltener) Exponierte wie nicht Exponierte zu finden.

OR gibt somit den Faktor an, um den die Erkrankungshäufigkeit steigt oder gleich bleibt oder sinkt, wenn man exponiert ist, im Vergleich zur Situation, wo man nicht exponiert ist.

### **Statistische Unsicherheit der Ergebnisse**

Die in einer Fall-Kontroll-Studie so ermittelten Odds-Ratios (OR) unterliegen grundsätzlich statistischen Schwankungen, da die Stichprobe stets einen Ausschnitt der Bevölkerung darstellt und die Odds-Ratios bei Wiederholungen der Studie mit anderen vergleichbaren Stichproben aus der Bevölkerung auch andere Werte ergeben werden. Die in der Fall-Kontroll-Studie ermittelten ORs sind damit nur ein Anhaltspunkte, keine wahren Werte.

Daher wird bei jeder Odds-Ratio (OR) mit Hilfe statistischer Berechnungen ein Zahlenbereich ermittelt, in dem der wahre Wert der OR mit 95% Wahrscheinlichkeit liegt. Dieser Bereich heißt in der Fachsprache Vertrauensintervall (Confidence Intervall (CI), vgl. <https://de.wikipedia.org/wiki/Konfidenzintervall>).

Ist der ermittelte Wert für  $OR > 1$  (bzw.  $< 1$ ) und liegt das Vertrauensintervall ebenso vollständig über 1 (bzw. unter 1) – d.h. der Wert  $OR = 1$  (Null-Effekt) liegt außerhalb des Vertrauensintervalls –, so liegt statistische Signifikanz vor: In diesem Fall kann man (mit 95% Wahrscheinlichkeit) sicher sein, dass es einen „Effekt“ gibt, da der Wert  $OR = 1$  (Null-Effekt) ausgeschlossen ist.

Auch wenn Signifikanz vorliegt, sagt diese allein nichts über einen möglichen Kausal-zusammenhang zwischen Exposition und erhöhter/erniedrigter Erkrankungshäufigkeit aus. Es wird damit nur das Ausmaß ihres gleichzeitigen Vorkommens festgestellt, das aber trotzdem auf Zufall beruhen kann. Erst wenn ein kausaler Wirkungszusammen-

hang denkbar ist und ggf. durch andere Studien bereits belegt ist, würde statistische Signifikanz diesen untermauern.

Ist der ermittelte Wert für OR > 1 (bzw. < 1) und enthält das Vertrauensintervall den Wert OR = 1, sind die ermittelten Odds-Ratios nicht aussagekräftig, denn dann kann ein Null-Effekt nicht ausgeschlossen werden. Die ermittelten OR-Werte könnten reiner Zufall sein.

## 2. Ergebnisse der Mobi-Kids-Studie (Auswahl)

Die Analyse der Mobi-Kids-Studie beruhte auf 671 Fällen mit neuroepithelialen Gehirntumoren im Alter zwischen 10 und 24 Jahren und 1889 Kontrollen im gleichen Altersbereich (1). Insbesondere umfasste die Studie eine erhebliche Anzahl von Langzeitnutzern (mehr als 10 Jahre), vor allem bei den 20 bis 24-Jährigen (51%, insgesamt 22%), deren Risiko als besonders erhöht gilt.

Die Mobi-Kids-Studie enthält insgesamt 6 Tabellen mit Ergebnissen, insbesondere mit Werten von 254 Odds-Ratios, 199 zeigen ein (scheinbar) verringertes Hirntumorrisiko an (OR < 1), 53 zeigen ein erhöhtes Hirntumorrisiko an (OR > 1), 2-mal ist OR = 1 (kein Effekt). Bei den Odds-Ratios mit Werten < 1 sind 20 statistisch signifikant.

Als Beispiel sei hier die erste Tabelle (von weiteren 5 Tabellen) der Mobi-Kids-Studie (1) mit ihren differenzierten Ergebnisse gezeigt: In Table 3 sind die angegebenen Odds-Ratios Mittelwerte für die Altersgruppen 10 – 14 Jahre, 15 – 19 Jahre und 20 – 24 Jahre. Ergebnisse mit OR > 1 und statistisch signifikante Ergebnisse sind gelb unterlegt.

Table 3  
Risk of NBT in relation to time since start of wireless phone use: overall and by age category. Analyses adjusted for parental education.

	Overall				10-14 years				15-19 years				20-24 years			
	Cases	Cont.	OR	95% CI	Cases	Cont.	OR	95% CI	Cases	Cont.	OR	95% CI	Cases	Cont.	OR	95% CI
<i>Regular wireless phone user 1 year before diagnosis</i>																
No	81	205	1.00		70	182	1.00		9	18	1.00		2	5	1.00	
Yes	590	1504	0.85	0.62, 1.18	217	623	0.87	0.61, 1.25	208	598	0.62	0.26, 1.45	165	463	1.06	0.19, 5.83
<i>Time since start of use of wireless phones (years)</i>																
< 1 year	81	205	1.00		70	182	1.00		9	18	1.00		2	5	1.00	
1-4 years	165	450	0.88	0.69, 1.24	106	318	0.82	0.55, 1.20	53	120	0.79	0.32, 1.94	6	12	1.76	0.25, 12.53
5-9 years	283	800	0.83	0.58, 1.19	93	243	0.98	0.65, 1.49	116	344	0.55	0.23, 1.34	74	213	0.97	0.17, 5.43
10+ years	142	434	0.75	0.50, 1.13	18	62	0.82	0.43, 1.55	39	134	0.45	0.18, 1.13	85	238	1.02	0.18, 5.81
Linear trend test	0.17				0.85				0.02				0.85			
<i>Age specific quintiles of cumulative number of calls with wireless phones<sup>1</sup></i>																
NRU, 1st_Q	204 <sup>2</sup>	543	1.00		110	307	1.00		60	138	1.00		34	96	1.00	
2nd_Q	141	335	1.13	0.85, 1.48	51	124	1.04	0.68, 1.59	48	119	0.94	0.57, 1.54	42	92	1.55	0.87, 2.78
3rd_Q	97	338	0.71	0.53, 0.96	35	125	0.72	0.45, 1.15	36	120	0.62	0.37, 1.05	26	93	0.87	0.46, 1.63
4th_Q	114	335	0.85	0.63, 1.13	40	124	0.88	0.56, 1.38	45	119	0.78	0.46, 1.30	29	92	0.92	0.49, 1.72
5th_Q	113	338	0.84	0.61, 1.15	49	125	1.09	0.67, 1.76	28	120	0.47	0.26, 0.84	36	93	1.15	0.61, 2.15
Linear trend test	0.07				0.81				0.01				0.74			
<i>Age specific quintiles of cumulative call time with wireless phones (hours)<sup>3</sup></i>																
NRU, 1st_Q	226	543	1.00		115	307	1.00		61	138	1.00		50	98	1.00	
2nd_Q	127	335	0.90	0.68, 1.19	52	124	1.04	0.68, 1.57	45	119	0.79	0.48, 1.30	30	92	0.77	0.43, 1.38
3rd_Q	105	338	0.73	0.55, 0.98	34	125	0.76	0.48, 1.21	40	120	0.67	0.39, 1.13	31	93	0.70	0.40, 1.21
4th_Q	102	335	0.68	0.51, 0.92	42	124	0.90	0.58, 1.42	32	119	0.52	0.30, 0.91	28	92	0.57	0.32, 1.03
5th_Q	111	338	0.74	0.55, 0.99	44	125	0.84	0.53, 1.34	39	120	0.61	0.36, 1.04	28	93	0.65	0.36, 1.17
Linear trend test	0.01				0.36				0.03				0.07			

NBT: neuro-epithelial brain tumours; Cont.: controls; Q: quintile; OR: odds ratio; CI: confidence interval.

<sup>1</sup> Age specific quintiles for cumulative number of calls (Q1 to Q5): Age 10-14 years: <282; 282-<750; 750-<1620; 1620-<3891; ≥3891. Age 15-19 years: <1103; 1103-<2738; 2738-<5076.8; 5076.8-<10802; ≥10802.

Age 20-24: <2959; 2959-<6582; 6582-<11340; 11340-<19876; ≥19876.

<sup>2</sup> Two cases and their two controls excluded as it was not possible to calculate number of calls.

<sup>3</sup> Age specific quintiles for cumulative call time (hours) (Q1 to Q5): Age 10-14 years: <10.5; 10.5-<36, 36-<82; 82-<220.7; ≥220.7. Age 15-19 years: <47.6; 47.6-<142.7; 142.7-<361; 361-<850; ≥850; Age 20-24 years: <216; 216-<492; 492-<1022; 1022-<2303; ≥2303.

Nach dieser Tabelle 3 wurden bei den 10 bis 14 – Jährigen und 20 bis 24 – Jährigen insgesamt 9 OR-Werte über 1 gefunden, die ein erhöhtes Hirntumorvorkommen anzeigen, allerdings ohne statistische Signifikanz. Daher wird für diese Altersgruppen allenfalls von einem schwach erhöhten Hirntumorrisiko gesprochen, was aber erst gesichert ist, wenn es durch weitere Studien erhärtet ist. Dagegen finden sich 39 OR-Werte unter 1, davon sind 6 Werte statistisch signifikant.



### 3. Die Odds-Ratio (OR) als Verhältnis von Inzidenzen

Es wird gezeigt, dass die Odds-Ratio (OR) näherungsweise als Verhältnis von Inzidenzen berechnet werden kann<sup>3</sup>:

$$OR = \frac{F_{exp+}}{K_{exp+}} \cdot \frac{K_{exp-}}{F_{exp-}} \cong \frac{I_{exp+}(n)}{I_{exp-}(n)} = \frac{I_{exp-}(n+2)}{I_{exp-}(n)}$$

Dabei wird angenommen, dass der Tumor im Mittel um 2 Jahre früher diagnostiziert wird. Bei einer Verallgemeinerung auf eine um k Jahre frühere Diagnose muss n+2 durch n+k ersetzt werden (vgl. (7)).

#### Heuristischer Beweis:

1. Wegen des Inzidenzsamplings bei der MOBI-Kids-Studie kann man davon ausgehen, dass das Verhältnis der Inzidenzen  $I_{exp+}(n)$  und  $I_{exp-}(n)$  ungefähr gleich ist dem Verhältnis der relativen Häufigkeiten  $\frac{F_{exp+}}{F_{exp+} + K_{exp+}}$  und  $\frac{F_{exp-}}{F_{exp-} + K_{exp-}}$ . Das heißt:

$$\frac{I_{exp+}(n)}{I_{exp-}(n)} \cong \frac{\frac{F_{exp+}}{F_{exp+} + K_{exp+}}}{\frac{F_{exp-}}{F_{exp-} + K_{exp-}}} = \frac{F_{exp+}}{F_{exp-}} \cdot \frac{F_{exp-} + K_{exp-}}{F_{exp+} + K_{exp+}}$$

Dann folgt für die Odds-Ratio (OR):

$$OR = \frac{F_{exp+}}{F_{exp-}} \cdot \frac{K_{exp-}}{K_{exp+}} \cong \frac{I_{exp+}(n)}{I_{exp-}(n)} \cdot \frac{\frac{F_{exp+}}{K_{exp+}} + 1}{\frac{F_{exp-}}{K_{exp-}} + 1}$$

2. Aufgrund der Daten der MOBI-Kids-Studie (Table 3, vgl. (1)) gilt:

	10 – 14 years	15 – 19 years	20 – 24 years
$F_{exp-}$	70	9	2
$F_{exp+}$	217	208	165
$K_{exp-}$	182	18	5
$K_{exp+}$	623	598	463
$\frac{F_{exp+}}{K_{exp+}}$	0,348	0,348	0,356
$\frac{F_{exp-}}{K_{exp-}}$	0,385	0,5	0,4
$\frac{\frac{F_{exp+}}{K_{exp+}} + 1}{\frac{F_{exp-}}{K_{exp-}} + 1}$	<b>0,973</b>	<b>0,899</b>	<b>0,969</b>

Man erkennt, dass der Faktor  $\frac{\frac{F_{exp+}}{K_{exp+}} + 1}{\frac{F_{exp-}}{K_{exp-}} + 1}$  in allen Altersgruppen  $\cong 1$  (im Mittel: 0,947) ist.

<sup>3</sup> Die Abhängigkeit der Fall- und Kontrollzahlen von n wurde wegen der besseren Lesbarkeit nicht explizit z.B. durch  $F_{exp+}(n), K_{exp+}(n)$  usw. zum Ausdruck gebracht.

Damit gilt für die Odds-Ratio (OR):

$$\text{OR} = \frac{F_{exp+}}{K_{exp+}} \cdot \frac{K_{exp-}}{F_{exp-}} \cong \frac{I_{exp+}(n)}{I_{exp-}(n)} = \frac{I_{exp-}(n+2)}{I_{exp-}(n)}$$