



# Expected Years of Life Lost als alternatieve basis voor compensatie van beroepsziekten

Een evaluatie van de Robins & Greenland methode in de context van  
asbestgerelateerde longkanker



## Colofon

© LEXCES 2022

Delen uit deze publicatie mogen worden overgenomen op voorwaarde van bronvermelding: Landelijk Expertisecentrum voor Stofgerelateerde Beroepsziekten (LEXCES), Expected Years of Life Lost als alternatieve basis voor compensatie van beroepsziekten. Een evaluatie van de Robins & Greenland methode in de context van asbestgerelateerde longkanker. 30 juni 2026.

LEXCES-6-01

Martijn Oude Voshaar, Erasmus MC

David van Klaveren, Erasmus MC

Javier Mancilla Galindo, IRAS

Susan Peters, IRAS

### Contact:

Martijn Oude Voshaar, Erasmus MC



Dit onderzoek werd verricht in opdracht van Lexces in het kader van het Lexces Wetenschappelijk Programma 2023-2026.

### Dit is een uitgave van:

Landelijk Expertisecentrum voor Stofgerelateerde Beroepsziekten

Postbus 1 | 3720 BA Bilthoven

Nederland

[www.lexces.nl](http://www.lexces.nl)

# Publiekssamenvatting

## **Expected Years of Life Lost als alternatieve basis voor compensatie van beroepsziekten**

*Een evaluatie van de Robins & Greenland methode in de context van asbestgerelateerde longkanker*

Mensen die tijdens hun werk zijn blootgesteld aan asbest en hierdoor longkanker hebben opgelopen, kunnen in aanmerking komen voor een financiële tegemoetkoming via de TSB-regeling. Momenteel wordt er bij een aanvraag gekeken naar de veroorzakingswaarschijnlijkheid: hoe groot is de kans dat de longkanker door het asbest op het werk is gekomen? Als de blootstelling boven een bepaalde grens ligt (de huidige drempel is 4,3 vezeljaren), krijgt de aanvrager een vergoeding. Dit is een 'alles-of-niets'-systeem: wie net boven de grens zit krijgt alles, wie er net onder zit krijgt niets. Bovendien houdt deze methode geen rekening met de daadwerkelijke impact van de ziekte op iemands resterende levensduur.

Dit rapport onderzoekt een alternatieve benadering: Expected Years of Life Lost (EYLL), oftewel het verwachte aantal verloren levensjaren. Deze methode verschuift de focus van de kans op een oorzakelijk verband naar de feitelijke gezondheidsschade. Dit maakt een 'proportionele' compensatie mogelijk, waarbij de hoogte van de vergoeding meebeweegt met de verwachte gezondheidslast.

Belangrijkste conclusies uit het onderzoek:

- Het is haalbaar: De EYLL-methode kan in de praktijk worden ingevoerd met de gegevens die nu al voor de TSB-regeling worden gebruikt.
- Van alles-of-niets naar een vergoeding naar verhouding: De grootste verandering ten opzichte van het huidige systeem is het loslaten van de harde grens. Men krijgt een vergoeding die past bij de schade.
- Leeftijd wordt een doorslaggevende factor: Omdat de methode kijkt naar verloren levensjaren, speelt leeftijd bij de diagnose een grote rol. Een jongere patiënt verliest immers gemiddeld meer levensjaren dan een oudere patiënt. Hierdoor kan de compensatie bij exact dezelfde asbestblootstelling door het leeftijdsverschil tot wel vier keer zo hoog uitvallen.

Om dit systeem in de toekomst nog nauwkeuriger te maken, adviseren de onderzoekers om vervolgonderzoek te doen met directe gegevens van Nederlandse patiëntengroepen en in gesprek te gaan met betrokkenen over wat zij een rechtvaardige verdeling vinden.

**Kernwoorden:** Compensatie, beroepsziekten, gezondheidsschade

# Synopsis

## **Expected Years of Life Lost as an alternative basis for compensation for occupational diseases**

*An evaluation of the Robins & Greenland method in the context of asbestos-related lung cancer*

This report explores the feasibility of Expected Years of Life Lost (EYLL) as an alternative basis for compensation for occupational diseases, specifically in the context of asbestos-related lung cancer.

The current TSB scheme uses Probability of Causation (PoC) as its central assessment criterion. The TSB methodology calculates PoC on the basis of a mixed-effects model applied to SYNERGY data, with a coefficient of  $b = 0.068$  per fibre-year. The TSB threshold of 4.3 fibre-years is based on the upper limit of the 95% prediction interval, in accordance with the principle of 'prima facie plausibility'(1).

The PoC approach has a number of limitations when applied at the individual level. Firstly, PoC at the individual level cannot be identified from epidemiological data. Secondly, it ignores the extent of health loss caused by the exposure. Robins and Greenland (1991) proposed EYLL as an alternative that enables proportional compensation by shifting the focus from the probability of a causal link to the expected health burden attributable to exposure. Unlike individual PoC, EYLL is, in principle, identifiable from epidemiological data.

This report examines whether and how the EYLL approach can be applied within the Dutch context. As direct access to cohort data (such as the NLCS) was not available, we present a pragmatic operationalisation in which EYLL is approximated as the product of PoC and Loss of Life Expectancy (LOLE), where LOLE represents the average loss of life expectancy per lung cancer case based on data from the Dutch Cancer Registry. We then used Bayesian Model Averaging to investigate how uncertainty regarding the functional form of the dose-response relationship affects EYLL estimates. This model uncertainty appears to increase particularly in the higher exposure range, where a limited proportion of TSB applicants are situated. This pragmatic operationalisation is vulnerable to competing risks and insensitive to acceleration effects, but is based on the same empirical foundation as the current TSB PoC system, meaning that the distributional effects of an EYLL scheme are directly comparable with the status quo.

The analyses show that EYLL can be implemented operationally within the existing TSB data and that the current threshold of 4.3 fibre years is robust in terms of model selection. The greatest change in distribution arises not from the switch from PoC to EYLL, but from the switch from a binary to a proportional logic; EYLL adds age as a further distributional factor, so that the same level of exposure can lead to benefits that differ by a factor of four based on age alone.

To further reduce methodological uncertainty, a direct EYLL estimate in a Dutch cohort, combined with stakeholder vignette studies, is the recommended approach.

**Keywords:** Compensation, occupational diseases, Loss of life expectancy

# Inhoudsopgave

<b>1.</b>	<b>Introductie</b>	<b>7</b>
<b>2.</b>	<b>Operationalisatie van Veroorzakingswaarschijnlijkheid in het TSB protocol</b>	<b>9</b>
<b>3.</b>	<b>Literatuurverkenning van PoC in de compensatie-context</b>	<b>10</b>
<b>4.</b>	<b>De Robins &amp; Greenland-benadering: Expected Years of Life Lost</b>	<b>13</b>
<b>5.</b>	<b>Toepassingen en beperkingen van Expected Years of Life Lost en vergelijkbare maten in epidemiologisch onderzoek</b>	<b>16</b>
<b>6.</b>	<b>Operationalisatie van Expected Years of Life Lost in de Nederlandse context</b>	<b>17</b>
<b>7.</b>	<b>Modelvorm-onzekerheid in de schatting van EYLL</b>	<b>19</b>
<b>8.</b>	<b>Verdelingsconsequenties van EYLL als compensatiebasis</b>	<b>23</b>
<b>9.</b>	<b>Reflecties en aanbevelingen</b>	<b>26</b>
<b>10.</b>	<b>Referenties</b>	<b>30</b>

# Samenvatting

Dit rapport verkent de haalbaarheid van Expected Years of Life Lost (EYLL) als alternatieve basis voor compensatie van beroepsziekten, specifiek in de context van asbestgerelateerde longkanker. De huidige TSB-regeling hanteert Veroorzakingswaarschijnlijkheid (Probability of Causation; PoC) als centraal beoordelingscriterium. De TSB-methodologie berekent PoC op basis van een mixed-effects model op SYNERGY-data, met een coëfficiënt van  $b = 0,068$  per vezeljaar. De TSB-drempel van 4,3 vezeljaren is gebaseerd op de bovengrens van het 95% predictie-interval, conform het principe van "voorshands aannemelijk"(1).

De PoC-benadering kent een aantal beperkingen bij toepassing op individueel niveau. Ten eerste is PoC op individueel niveau niet identificeerbaar uit epidemiologische data. Ten tweede negeert deze de mate van gezondheidsverlies die door de blootstelling wordt veroorzaakt. Robins en Greenland (1991) hebben EYLL voorgesteld als alternatief dat proportionele compensatie mogelijk maakt door de focus te verleggen van de kans op een causaal verband naar de verwachte gezondheidslast die aan blootstelling kan worden toegeschreven. EYLL is, in tegenstelling tot individuele PoC, in principe identificeerbaar uit epidemiologische data.

Dit rapport onderzoekt of en hoe de EYLL-benadering kan worden toegepast binnen de Nederlandse context. Omdat directe toegang tot cohortdata (zoals de NLCS) niet beschikbaar was, presenteren we een pragmatische operationalisatie waarbij EYLL wordt benaderd als het product van PoC en Loss of Life Expectancy (LOLE), waarbij LOLE het gemiddelde verlies aan levensverwachting per longkanker geval weergeeft op basis van gegevens uit de Nederlandse Kankerregistratie. Vervolgens is met Bayesian Model Averaging onderzocht hoe onzekerheid over de functionele vorm van de dosis-responsrelatie doorwerkt in EYLL-schattingen. Deze modelonzekerheid blijkt met name in het hogere blootstellingsbereik toe te nemen waar een beperkt deel van de TSB-aanvragers zich bevinden. Deze pragmatische operationalisatie is kwetsbaar voor competing risks en ongevoelig voor versnellingseffecten, maar berust op dezelfde empirische basis als de huidige TSB-PoC-systematiek, waardoor de verdelingseffecten van een EYLL-regeling direct met de status quo vergelijkbaar zijn.

De analyses laten zien dat EYLL operationeel implementeerbaar is binnen de bestaande TSB-gegevens en dat de huidige drempel van 4,3 vezeljaren robuust is voor modelkeuze. De grootste verdelingsverandering ontstaat niet uit de overstap van PoC naar EYLL, maar uit de overstap van een binaire naar een proportionele logica; EYLL voegt daar bovenop leeftijd als verdeelfactor toe, zodat dezelfde blootstelling tot uitkeringen kan leiden die met een factor vier verschillen op grond van leeftijd alleen.

Voor verdere reductie van methodologische onzekerheid is een directe EYLL-schatting in een Nederlands cohort, gekoppeld aan stakeholder-vignettetudies, de aangewezen route.

# 1. Introductie

In de publicatie van het Nederlands Centrum voor Beroepsziekten (NCvB), opgesteld in samenwerking met Lexces-partners, "Regeling Tegemoetkoming Stoffengerelateerde Beroepsziekten: Protocolen en inrichten deskundigenpanels (2)", zijn de belangrijkste elementen uitgewerkt van de Regeling Tegemoetkoming Stoffengerelateerde Beroepsziekten (TSB), die in januari 2023 van kracht is geworden. Een kernonderdeel daarvan was de ontwikkeling van een generiek afwegingskader voor de beoordeling van stoffengerelateerde beroepsziekten op individueel niveau. Dit kader is concreet uitgewerkt voor asbest en longkanker in het Lexces-rapport "Veroorzakingswaarschijnlijkheid – afkappunt longkanker asbest" (3).

Deze uitwerking heeft geleid tot één van de eerste adviezen van de Adviescommissie Beroepsziekten van het Ministerie van SZW over de wijze waarop minimale blootstelling kan worden beoordeeld bij multicausale aandoeningen: aandoeningen waarbij de ziekte niet aan één oorzaak kan worden toegeschreven, maar ontstaat uit een samenspel van beroepsmatige en niet-beroepsmatige factoren. Zowel in Nederland als internationaal wordt in dergelijke situaties veelal gebruikgemaakt van de veroorzakingswaarschijnlijkheid (Probability of Causation; PoC) als beoordelingsmaat. Binnen de TSB-regeling worden onzekerheden daarbij niet ten nadele van de werknemer uitgelegd, in lijn met het principe voorshands aannemelijk.

Binnen het Lexces-werkprogramma 2023–2025 is in project 3.2 expliciet aandacht gevraagd voor de beperkingen van PoC wanneer deze wordt toegepast in een individuele compensatiecontext. Daarbij zijn onder meer vragen geformuleerd over de rol van individuele gevoeligheid, tijdsdimensies van blootstelling en meervoudige blootstellingen, en over de mate waarin een populatiegebaseerde maat als PoC toereikend is voor individuele besluitvorming. Daarnaast is binnen het werkprogramma ruimte gecreëerd om alternatieve maten voor gezondheidslast te verkennen die niet uitsluitend de kans op causatie weergeven, maar ook de gezondheidslast die uit ziekte voortvloeit.

Deze vragen raken aan een fundamentele spanning die in de wetenschappelijke literatuur expliciet is geanalyseerd vanuit het perspectief van causale inferentie. Met name Robins en Greenland hebben laten zien dat PoC, zoals die uit observationele epidemiologische data wordt afgeleid, geen eenduidige interpretatie heeft als individuele causale waarschijnlijkheid(4,5). Vanuit dit perspectief hebben zij een alternatief voorgesteld in de vorm van Expected Years of Life Lost (EYLL): een maat die de focus verlegt van de kans dat blootstelling causaal is geweest naar de verwachte gezondheidslast die aan blootstelling kan worden toegeschreven(6).

Dit rapport richt zich specifiek op de methodologische en praktische uitwerking van de Robins & Greenland-benadering voor EYLL binnen de Nederlandse context, zoals voorzien binnen project 3.2 van het Lexces-werkprogramma 2023–2025. De focus ligt daarbij op de toepasbaarheid van deze benadering binnen het kader van de TSB-regeling, gegeven de beschikbare Nederlandse data en de bestaande PoC-gebaseerde beoordelingsystematiek.

Concreet adresseert dit rapport vijf samenhangende vragen:

1. Welke methodologische beperkingen kent PoC wanneer deze wordt toegepast bij individuele compensatiebeslissingen?
2. Hoe adresseert de EYLL-benadering van Robins & Greenland deze beperkingen, en wat zijn de dataverenissen voor toepassing?
3. Hoe kan EYLL pragmatisch worden geoperationaliseerd binnen de Nederlandse context, gegeven de beschikbare data?

4. Hoe werkt onzekerheid over de functionele vorm van de blootstellings-responsrelatie door in EYLL-schattingen?
5. Hoe veranderen de hoogte en verdeling van compensatie wanneer de huidige alles-of-nietsregeling wordt vergeleken met proportionele varianten op basis van PoC en EYLL?

## 2. Operationalisatie van Veroorzakingswaarschijnlijkheid in het TSB protocol

Veroorzakingswaarschijnlijkheid (Probability of Causation; PoC) is binnen de TSB-regeling het centrale beoordelingscriterium voor multicausale beroepsziekten en wordt gebruikt om het aandeel van ziektegevallen onder blootgestelden te kwantificeren dat gemiddeld aan een specifieke blootstelling kan worden toegeschreven. In de epidemiologische praktijk wordt PoC doorgaans berekend als  $(RR-1)/RR$ , waarbij RR het relatieve risico op ziekte onder blootgestelden ten opzichte van niet-blootgestelden weergeeft. Een relatief risico van 2 correspondeert met een PoC van 50%, een waarde die binnen de TSB-regeling wordt gehanteerd als drempel voor compensatie.

In Nederland is de PoC-benadering voor asbestgerelateerde longkanker uitgewerkt in het Lexces-rapport (2022) op basis van gegevens uit het SYNERGY-project, in afstemming met een werkconferentie van externe inhoudsdeskundigen op 11 november 2022 (Bijlage A van dat rapport); de operationele vertaling naar compensatiebeslissingen is vastgelegd in het TSB-protocol Longkanker (versie 13 mei 2025). SYNERGY is een internationale gepoolde patiënt-controlestudie met 37.866 observaties uit veertien afzonderlijke studies(7). Voor het bepalen van de POC is een meta-analyse uitgevoerd op basis van een generalized linear mixed model met een random intercept en random slope per studie, gecorrigeerd voor leeftijd, geslacht en rookgedrag.

**Tabel 2.1:** Fixed-effect schattingen uit het GLMM model op SYNERGY-data

Parameter	Odds Ratio	95% BI	p-waarde
Asbestblootstelling (per vezeljaar)	1,07	1,04 - 1,10	<0,001
Pakjaren roken	2,16	2,08 - 2,25	<0,001
Geslacht (vrouw vs. man)	0,49	0,46 - 0,53	<0,001

Voor de vaststelling van een beleidsmatige drempel is een conservatieve benadering gekozen waarin ook tussen-studievariatie wordt meegenomen. Op basis van de bovengrens van het 95% predictie-interval van de blootstellings-responsrelatie wordt een PoC van 50% bereikt bij circa 4,3 vezeljaren, als drempel vastgelegd in het Lexces-protocol Longkanker (versie 13 mei 2025).

Deze keuze sluit aan bij het binnen de TSB-regeling gehanteerde principe voorshands aannemelijk, waarbij bij onzekerheid het voordeel van de twijfel aan de werknemer wordt gegeven. Onder de huidige regeling kunnen mensen bij wie longkanker is vastgesteld en die werkzaam zijn geweest in beroepen met asbestblootstelling een aanvraag indienen voor een tegemoetkoming. Een deskundigenpanel beoordeelt het dossier en bepaalt of aan de voorwaarden voor toekenning is voldaan, waaronder een cumulatieve arbeidsblootstelling van ten minste 4,3 vezeljaren. Toegekende aanvragers ontvangen een vaste tegemoetkoming van €27.030 (per 1 januari 2026), ongeacht verschillen in blootstellingsniveau, leeftijd bij diagnose of verdere ziektelast.

# 3. Literatuurverkenning van PoC in de compensatie-context

De verkenning richt zich op twee voor het vervolg relevante vragen. Ten eerste wordt onderzocht in hoeverre PoC conceptueel kan worden geïnterpreteerd als individuele causale maat, tegen de achtergrond van het potentiële-uitkomstenraamwerk en de formele identificatieproblemen die daarbij optreden. Ten tweede wordt geïnventariseerd welke vormen van onzekerheid PoC-schattingen in compensatiecontexten beïnvloeden, en hoe deze in bestaande toepassingen pragmatisch worden behandeld. De verkenning steunt op twee complementaire bronnen. Ten eerste wordt gebruikgemaakt van het causale-inferentieraamwerk van Rubin en de daarop voortbouwende bijdragen van Robins en Greenland, waarin de interpretatie en identificeerbaarheid van individuele causaliteitsuitspraken op basis van PoC formeel worden geanalyseerd (4,8). Ten tweede worden de resultaten benut van een scoping review naar toepassingen van PoC in compensatiecontexten, die in kaart brengt hoe PoC internationaal wordt berekend, geïnterpreteerd en beleidsmatig ingezet, en welke aannames en onzekerheden daarbij expliciet worden gemaakt (9–18). De scoping review is uitgevoerd volgens een vooraf geregistreerd protocol.

## 3.1 Identificeerbaarheid van PoC op individueel niveau

PoC is ontwikkeld als populatieparameter: het aandeel ziektegevallen onder blootgestelden dat gemiddeld aan een specifieke blootstelling kan worden toegeschreven (18). In compensatieregelingen voor beroepsziekten wordt PoC echter toegepast als instrument voor individuele besluitvorming: de vraag of een specifieke ziekte bij een individuele werknemer door een bepaalde blootstelling is veroorzaakt (5). Deze vertaling van populatie naar individu is conceptueel problematisch. Binnen het potentiële-uitkomstenraamwerk voor causale inferentie laten Robins en Greenland zien dat een individuele PoC niet identificeerbaar is uit observationele epidemiologische data (4,8) Wat wel identificeerbaar is, is de attributable fraction among the exposed of assigned share,  $(RR-1)/RR$ , als populatiegrootte (4,19). In hoofdstuk 4 wordt de analyse van Robins en Greenland verder uitgewerkt in de context van hun alternatieve maat, Expected Years of Life Lost.

Een deel van de studies in de scoping review benoemt expliciet de beperkingen van individuele interpretatie, maar hanteert PoC desondanks als pragmatische beslisregel vanwege uitvoerbaarheid of het ontbreken van alternatieven (9,10). Andere studies beschouwen PoC expliciet als het enige operationeel beschikbare criterium voor individuele beoordeling binnen bestaande compensatiekaders, waarbij verbetering van blootstellingsschatting belangrijker wordt geacht dan verfijning van de causale interpretatie (10). Daarnaast wordt PoC in meerdere bijdragen opgevat als een ondergrens van het causale aandeel, met name in situaties waarin blootstelling het ziekteproces kan hebben versneld in plaats van geïnitieerd (20,21).

## 3.2 Omgaan met onzekerheid in PoC-toepassingen

Armstrong et al. onderscheiden naast statistische onzekerheid verschillende categorieën van onzekerheid die de betrouwbaarheid van PoC-schattingen vaak beïnvloeden (9) Het gaat daarbij om onzekerheid over de functionele vorm van de blootstellings-responsrelatie, het gebruik van suboptimale blootstellingsmaten, aannames over interacties (bijv. met roken), methodologische beperkingen van de onderliggende studies, en onzekerheid in reconstructie van historische

blootstelling. De scoping review laat zien dat PoC-toepassingen deze bronnen op uiteenlopende wijze adresseren. In deze sectie wordt per categorie van onzekerheid eerst beschreven hoe deze in de internationale literatuur wordt behandeld, gevolgd door een bespreking van de wijze waarop de huidige Lexces-methodologie hiermee omgaat.

### 3.2.1 Statistische onzekerheid

Statistische onzekerheid wordt in de meerderheid van de geïncludeerde studies meegenomen. Negen van de 26 studies hanteren de bovengrens van een betrouwbaarheids- of (Bayesiaans) geloofwaardigheidsinterval bij de bepaling van PoC-drempels, met intervaldekkingen tussen 90%, 95% en 99% (9–13,16–18,22). De keuze voor een bovengrens reflecteert vaak een beleidsmatige afweging waarbij onzekerheid in het voordeel van de claimant wordt uitgelegd. In vijf studies wordt niet gespecificeerd of en hoe intervalgrenzen zijn toegepast (14,15,23–25).

### 3.2.2 Meetonzekerheid en blootstellingsreconstructie

Meetonzekerheid wordt expliciet benoemd in meerdere studies, met name in relatie tot retrospectieve blootstellingsschatting(10,12,15,18). Hierbij wordt gewezen op mogelijke blootstellingsmisclassificatie, waaronder Berkson-type meetfouten die kunnen optreden bij het gebruik van job-exposure matrices doordat deze dezelfde blootstelling toekennen aan iedere persoon met dezelfde beroep × jaar × regio combinatie. Hierdoor wordt de werkelijke spreiding van individuele blootstellingen onderschat, wat doorwerkt in de standaardfouten van de geschatte blootstellings-responsrelatie. In sommige toepassingen wordt het hanteren van bovengrenzen mede gemotiveerd als compensatie voor mogelijke informatiebias en residuele confounding (9,10). Zowel IREP (Interactive Radioepidemiological Program; het Amerikaanse beoordelingssysteem voor straling-gerelateerde kankers, gebruikt voor compensatieclaims van voormalig nucleair-industriepersoneel) als ProZES (Programm zur Berechnung der Verursachungswahrscheinlichkeit; het Duitse beoordelingsinstrument voor straling-gerelateerde kankerclaims, ontwikkeld door het Bundesamt für Strahlenschutz) modelleren onzekerheid over stralingsblootstelling via expliciete correctiefactoren en kansverdelingen(13,18). Armstrong et al. benadrukten dat onzekerheid in blootstellingsreconstructie sterk contextafhankelijk is(9). In landen met grootschalige historische cohorten is soms gedetailleerde blootstellingsinformatie beschikbaar; in landen zonder dergelijke cohorten zal reconstructie met grotere onzekerheid gepaard gaan.

### 3.2.3 Modelonzekerheid

Modelonzekerheid betreft onzekerheid over de juiste functionele vorm van de blootstellings-responsrelatie en over aannames betreffende interacties. Armstrong et al. wijzen erop dat de relatie kan afwijken van lineariteit, en dat interacties (bijv. met roken) kunnen afwijken van een multiplicatief verband (9). De review laat twee benaderingen zien: (i) modelweging/multi-model inference (zoals in ProZES op basis van AIC-gewichten) (13,22), en (ii) het parallel rapporteren van resultaten onder verschillende aannames zonder formele weging (9). In IREP wordt interactie tussen straling en roken gemodelleerd via een verdeling voor de mixtureparameter tussen additieve en multiplicatieve modellen, met gewichten gebaseerd op beschikbaar epidemiologisch bewijs (18). Daarnaast hanteert IREP het principe dat wanneer alternatieve modellen of aannames plausibel zijn maar er geen empirische basis is om tussen ze te kiezen, het alternatief wordt geselecteerd dat de hogere bovengrens van de PoC oplevert.

### 3.2.4 Vergelijking met de TSB-methodologie

Van de drie hierboven onderscheiden onzekerheidsbronnen behandelt het TSB-protocol Longkanker (13 mei 2025) — gebaseerd op Lexces (2022) — statistische onzekerheid het meest

expliciet. Zonder die onzekerheid zou de drempel op de puntschatting (circa 10 vezeljaren) liggen. Met alleen steekproefonzekerheid komt hij uit op 7,1 vezeljaren (95% betrouwbaarheidsinterval); inclusief heterogeniteit tussen studies op 4,3 vezeljaren (95% predictie-interval). Het protocol kiest het laatste, in lijn met voorshands aannemelijk. Voor meetonzekerheid in de blootstellingsreconstructie past het protocol een factor 2,5 toe op het beroepsgemiddelde, zodat elke aanvrager een blootstelling krijgt toegekend aan de hoge kant van de spreiding binnen zijn beroep — opnieuw in lijn met voorshands aannemelijk. Modelonzekerheid komt minder systematisch aan bod: voor de modelvorm wordt op empirische gronden gekozen voor een logistische regressie boven het lineaire Helsinki-model, zonder dat alternatieve niet-lineaire vormen systematisch zijn vergeleken. Interactie tussen asbest en roken is onderzocht maar niet opgenomen, omdat de SYNERGY-data geen consistente aanwijzingen voor een multiplicatief effect opleverden. Voor de huidige drempelregeling is deze benadering verdedigbaar: zolang PoC alleen bepaalt of iemand boven of onder de 4,3-vezeljaren-grens valt, doet de precieze modelvorm er over het gehele bereik weinig toe. Bij een continue toepassing — zoals een proportionele uitkering — wordt modelonzekerheid wél relevant. Dit aspect wordt in hoofdstuk 7 nader onderzocht.

## 4. De Robins & Greenland-benadering: Expected Years of Life Lost

In het voorgaande hoofdstuk is uiteengezet dat de PoC conceptueel en methodologisch begrensd is wanneer deze wordt geïnterpreteerd als een individuele causale grootheid. Tegen deze achtergrond analyseren Robins & Greenland de PoC binnen een time-to-event raamwerk en stellen zij een alternatieve maat voor die deze beperkingen adresseert: Expected Years of Life Lost (EYLL)(6). Hun analyse behoudt het contrafeitelijke causale perspectief, maar verlegt de focus van individuele PoC naar populatiegemiddelde, identificeerbare schade. Zij beginnen door te stellen dat voor elk individu  $i$  en tijdstip  $t$  twee sterftescenario's kunnen worden onderscheiden:  $h_{1i}(t)$ , de hazard onder blootstelling, en  $h_{0i}(t)$ , de contrafeitelijke hazard zonder blootstelling. Deze twee processen corresponderen met de twee potentiële werelden waarin het individu respectievelijk wel of niet aan de blootstelling is onderworpen. Op basis hiervan definiëren Robins & Greenland de individuele, tijdsafhankelijke PoC als:

$$p_i(t) = \frac{h_{1i}(t) - h_{0i}(t)}{h_{1i}(t)}. \quad (1)$$

Deze grootheid kan worden geïnterpreteerd als de kans dat het overlijden van individu  $i$  op tijdstip  $t$  door de blootstelling is veroorzaakt. Omdat de contrafeitelijke hazard van een blootgestelde persoon  $h_{0i}(t)$  per definitie niet observeerbaar is, is de individuele PoC niet identificeerbaar uit observationele epidemiologische data; dit geldt ook voor leeftijds- of tijds specifieke populatiegemiddelden van  $p_i(t)$ .

Op basis van  $p_i(t)$  introduceren Robins & Greenland de individuele expected years of life lost, gedefinieerd als:

$$y_i(t) = p_i(t) \times E[T_0 - t \mid T_0 > t]. \quad (2)$$

Hierbij verwijst  $E[T_0 - t \mid T_0 > t]$  naar de verwachte resterende levensduur die individu  $i$  zonder blootstelling zou hebben gehad, gegeven overleving tot tijdstip  $t$ . Deze definitie combineert causaliteit en tijdsverlies in één maat: indien het overlijden niet door blootstelling is veroorzaakt, is het verwachte verlies nul; indien het overlijden wel door blootstelling is veroorzaakt, is het verwachte verlies gelijk aan de resterende levensverwachting die zonder blootstelling verwacht zou zijn. Net als bij PoC zijn deze individuele bijdragen  $y_i(t)$  niet identificeerbaar.

Conceptueel gezien kan de totale door blootstelling veroorzaakte schade worden opgevat als de som van de individuele bijdragen  $y_i(t)$  over alle individuen en tijdstippen. De Expected Years of Life Lost (EYLL) is dan de verwachtingswaarde van deze som, oftewel het verschil tussen de verwachte overlevingstijd zonder en met blootstelling  $T_0$  en  $T_1$ :

$$EYLL = E \left[ \sum_i \int y_i(t) dt \right] = E[T_0] - E[T_1]. \quad (3)$$

Omdat de verwachte levensduur gelijk is aan de oppervlakte onder de survivalcurve, kan EYLL ook worden geschreven als:

$$EYLL = \int_0^{\infty} (S_0(t) - S_1(t)) dt, \quad (4)$$

waarbij  $S_0(t)$  en  $S_1(t)$  de (contrafeitelijke) survivalcurves zonder en met blootstelling zijn. Deze formulering maakt duidelijk dat EYLL volledig wordt bepaald door populatiegemiddelde overleving en daarmee in principe identificeerbaar is uit epidemiologische data. Om EYLL te kunnen schatten voor een specifieke blootstelling zijn gegevens nodig uit cohortstudies waarin blootgestelde en niet-blootgestelde individuen binnen dezelfde populatie voldoende lang over de tijd zijn gevolgd om de survivalfuncties te kunnen schatten. Daarnaast zijn gegevens nodig over relevante confounders, om zo goed mogelijk te corrigeren voor systematische verschillen in achtergrondrisico. In de context van beroepsziekten is aanvullende informatie over ziekte-incidentie van belang om het verschil tussen de survivalcurves inhoudelijk te kunnen duiden en te relateren aan de rol van ziekte als mediator tussen blootstelling en sterfte.

Indien aan deze voorwaarden is voldaan, kan het verschil tussen de survivalfuncties causaal worden geïnterpreteerd, onder de gebruikelijke aannamen voor causale inferentie. In het bijzonder moet dan worden aangenomen dat blootstelling onafhankelijk is van niet-geobserveerde determinanten van overleving (geen ongecontroleerde confounding), dat de blootstellingsstatus correct en consistent is geclassificeerd, en dat er geen systematische verschillen bestaan in follow-up of censoring tussen blootgestelde en niet-blootgestelde groepen die samenhangen met het overlijdensrisico. Daarnaast wordt aangenomen dat de potentiële uitkomsten van individuen alleen worden beïnvloed door hun eigen blootstellingstatus en niet door de blootstelling van anderen (i.e., geen interferentie) (26).

#### 4.2 Uitbreiding van EYLL met gewichten

In sommige toepassingen is niet alleen de duur van overleving relevant, maar ook de kwaliteit van leven in de periode vóór overlijden. In dat geval kan EYLL worden uitgebreid met tijdsafhankelijke gewichten die de "waarde" van een overlevingsjaar op tijdstip  $t$  vertegenwoordigen. Een algemene gewogen variant kan worden geschreven als:

$$wEYLL = \int_0^{\infty} w(t) (S_0(t) - S_1(t)) dt, \quad (5)$$

waarbij  $w(t) \in [0,1]$  een gewicht is dat varieert met gezondheidstoestand, symptoomlast of functioneren. Twee bekende families van gewichten zijn Quality adjusted life years (QALYs) en Disability adjusted life years DALY. Bij QALYs weerspiegelt  $w(t)$  de (verwachte) gezondheidsgerelateerde kwaliteit van leven of utiliteit op tijdstip  $t$ , zodat de gewogen integraal het verschil in "quality-adjusted survival" tussen scenario's weergeeft. De utiliteit is een maat voor de gezondheidsgerelateerde kwaliteit van leven op een schaal waarop 1 perfecte gezondheid representeert en 0 overlijden, met in sommige toepassingen ook negatieve waarden voor toestanden die als slechter dan overlijden worden beschouwd. Bij DALYs wordt vaak juist gewerkt met een disabilitygewicht  $d(t)$ , zodat  $w(t) = 1 - d(t)$  en de interpretatie verschuift naar het verschil in gezonde levensjaren (of, afhankelijk van definitie, het verschil in ziektelast) tussen scenario's. DALY is een maat voor de afname in kwaliteit van leven door ziekte op een schaal van 0 (geen beperking, perfecte gezondheid) tot 1 (zo erg als overlijden). Deze manier van wegen sluit aan bij de methodologie die wordt gehanteerd in de Global Burden of Disease Study, waarin ongewogen Years of Life Lost (YLL) expliciet worden onderscheiden van gewogen maten voor gezondheidstoestand, zoals Years Lived with Disability (YLD) en DALYs (27).

Deze uitbreiding heeft directe implicaties voor de datavereisten. Om wEYLL intern-consistent te kunnen schatten, is idealiter in dezelfde cohortsetting niet alleen blootstelling en overleving beschikbaar, maar ook herhaalde metingen (of een model) van de relevante gezondheidsgewichten over de tijd, zodat  $w(t)$  daadwerkelijk kan worden gekoppeld aan de

dynamiek van ziekteprogressie, behandeling en follow-up. In de praktijk ontbreken zulke longitudinale kwaliteit-van-leven- of disabilitymetingen meestal in beroepscohorten, of worden ze slechts op enkele discrete meetmomenten verzameld. In dat geval kan worden overwogen om gewichten uit externe bronnen toe te voegen (bijv. uit patiëntcohorten, registraties of literatuur), maar dan moet expliciet worden gemaakt onder welke aannames deze “transporteerbaar” zijn naar de blootgestelde populatie en hoe de tijdsas wordt gehanteerd (bijvoorbeeld tijd sinds diagnose versus tijd sinds blootstelling). Daarnaast lijkt het dan vaak wenselijk om aanvullend de ongewogen EYLL parallel te rapporteren.

# 5. Toepassingen en beperkingen van Expected Years of Life Lost en vergelijkbare maten in epidemiologisch onderzoek

In de epidemiologische literatuur worden maten als EYLL reeds op uiteenlopende manieren toegepast. In het merendeel van de studies fungeert EYLL als een beschrijvende maat voor ziektelast die kwantificeert hoeveel levensjaren een aandoening in verwachting kost. In deze context wordt EYLL doorgaans berekend als het verschil in verwachte levensduur tussen personen met een ziekte en een referentiepopulatie uit de algemene bevolking, gestratificeerd naar leeftijd, geslacht en kalenderjaar. Deze benadering is uitgebreid toegepast in populatiegebaseerde studies, met name in analyses van kanker en andere chronische aandoeningen, waarin overleving van patiënten wordt vergeleken met levensverwachting uit nationale levenstabellen (28–31). Hierbij wordt vaak gebruik gemaakt van data uit landelijke kankerregistraties waarin patiënten niet over de hele resterende levensduur kunnen worden gevolgd. Om dit te ondervangen worden in dit soort studies veelal flexibele parametrische survivalmodellen toegepast, zoals de Royston–Parmar-modellen, die de (log-)cumulatieve hazard of survivalfunctie flexibel modelleren en extrapolatie naar de resterende levensduur mogelijk maken (32). Een verwante toepassing betreft populatie-impactstudies van omgevingsfactoren, zoals luchtverontreiniging, waarin verlies aan levensverwachting wordt afgeleid uit blootstelling-responsrelaties en populatiegegevens. Lelieveld en anderen kwamen bijvoorbeeld tot de conclusie dat de wereldpopulatie gemiddeld 2.9 jaar verliest aan luchtvervuiling, vergeleken met 2.2 jaar aan roken. (33). Binnen de Global Burden of Disease-methodologie worden vergelijkbare concepten toegepast via DALYs en YLL (27).

Specifieke toepassingen van EYLL in compensatieregelingen konden niet worden geïdentificeerd. Afgezien van EYLL zijn in de epidemiologische literatuur ogenschijnlijk vergelijkbare maten voorgesteld die risico en tijdsverlies direct op populatieniveau combineren. Park et al. introduceerden bijvoorbeeld excess Years of Potential Life Lost (e-YPLL), berekend door het aantal extra sterfgevallen per leeftijdscategorie te vermenigvuldigen met de gemiddelde resterende levensverwachting op die leeftijd uit algemene populatietabellen (34). Net als bij Robins & Greenland is het doel om de focus te verleggen van kans naar impact. Het verschil is echter dat deze benadering de tijdsdimensie vóór aggregatie elimineert. Extra sterfte wordt cumulatief bepaald en vervolgens gewogen met een leeftijdsgemiddelde levensverwachting, waardoor informatie over wanneer overlijden plaatsvindt verloren gaat. In het raamwerk van Robins & Greenland zijn daarentegen zowel  $p_i(t)$  als  $y_i(t)$  expliciet tijdsafhankelijk en ontstaat EYLL pas na integratie over de volledige tijdsas. Zoals onder meer door Morfeld is betoogd, leidt het vooraf elimineren van de tijdsdimensie ertoe dat dergelijke maten de werkelijke impact van blootstelling vaak overschatten. Deze overschatting ontstaat met name doordat (i) geen onderscheid kan worden gemaakt tussen initiatie van ziekte en versnelling van overlijden, en (ii) competing risks impliciet worden genegeerd, doordat wordt gerekend met gemiddelde levensverwachtingen uit de algemene bevolking, terwijl blootgestelde individuen vaak een minder gunstig overlevingsprofiel hebben door andere risicofactoren (35).

## 6. Operationalisatie van Expected Years of Life Lost in de Nederlandse context

Voor een directe operationalisatie van EYLL in de Nederlandse context is een databron nodig die aan drie eisen voldoet: (i) prospectieve follow-up van een voldoende grote populatie waarin individuen met en zonder beroepsmatige asbestblootstelling kunnen worden onderscheiden; (ii) gedetailleerde informatie over relevante confounders zoals rookgedrag, leeftijd, geslacht en arbeidsverleden; en (iii) koppeling aan landelijke registraties van kanker-incidentie en mortaliteit, zodat zowel ziekte-uitkomsten als overlevingsduur betrouwbaar zijn vast te stellen. Op basis van deze criteria is de Netherlands Cohort Study (NLCS) de meest aangewezen Nederlandse databron. Dit cohort combineert prospectieve informatie over beroepsmatige blootstelling, uitgebreide confoundergegevens, ziekte-incidentie en langdurige follow-up van vitale status, waardoor blootgestelde en vergelijkbare niet blootgestelde populaties kunnen worden gedefinieerd en hun all-cause overleving kan worden vergeleken. De NLCS is gestart in 1986 en omvat 120.852 deelnemers (58.279 mannen en 62.573 vrouwen), gerekruteerd via gestratificeerde aselechte steekproeven uit 204 gemeentelijke bevolkingsregisters in Nederland. Bij baseline (september 1986) waren deelnemers 55–69 jaar. Zij vulden een uitgebreide, vragenlijst in over voedingsgewoonten en een breed scala aan relevante risicofactoren, waaronder rookgeschiedenis, opleiding, beroepsgeschiedenis, lichamelijke activiteit, medische voorgeschiedenis en familiegeschiedenis van kanker. Deze informatie maakt het mogelijk om blootgestelde en niet blootgestelde groepen te vergelijken en voor relevante confounders te corrigeren.

De NLCS is een genest case-cohort studie. Incidentie van kanker is vastgesteld voor het volledige cohort door koppeling met de Nederlandse Kankerregistratie (NKR) en PALGA. De persoonsjaren worden geschat op basis van een willekeurig geselecteerd subcohort van 5.000 personen (2.411 mannen en 2.589 vrouwen), dat direct na baseline is getrokken. Dit subcohort wordt actief gevolgd voor vitale status en migratie. De follow-up is vrijwel volledig: tot 20,3 jaar follow-up ging slechts één mannelijke subcohortdeelnemer verloren, waarbij diens persoonsjaren werden gecensureerd. Daarmee is binnen de NLCS betrouwbare informatie beschikbaar over mortaliteit en overleving over een lange tijdshorizon.

Binnen dit cohort zijn reeds meerdere epidemiologische studies uitgevoerd naar beroepsmatige asbestblootstelling. Zo onderzochten Van Loon et al. (1997) binnen de NLCS het verband tussen beroepsmatige blootstelling aan carcinogenen, waaronder asbest, en het risico op longkanker(36). Offermans et al. (2014) bestudeerden het risico op pleuraal mesotheliom, longkanker en larynxkanker in relatie tot asbestblootstelling, waarbij blootstelling op individueel niveau werd geclassificeerd met behulp van twee job-exposure matrices (DOMJEM en FINJEM)(37). Daarnaast is binnen de NLCS methodologisch onderzoek verricht naar de operationalisatie van beroepsmatige blootstelling, waaronder vergelijkingen tussen JEM-gebaseerde blootstellingsschatting en expert assessment(38).

Hoewel NLCS in principe beschikt over alle benodigde data-elementen om EYLL rechtstreeks te berekenen kon voor dit project nog geen toegang tot deze gegevens worden verkregen.

Daardoor kon EYLL niet rechtstreeks worden berekend op basis van tijdsafhankelijke overlevingsanalyses. Daarom gebruiken we in dit rapport een pragmatische benadering die aansluit bij de aggregatieloga van formule (3), maar werkt met observeerbare populatiematen.

Daarbij wordt de PoC, anders dan bij Robins en Greenland, cumulatief over de volledige studieperiode bepaald met de PoC-benadering die momenteel wordt gebruikt in de TSB tegemoetkomingsregeling en beschreven is in hoofdstuk 2. De term voor de resterende contrafeitelijke levensduur in formule (2) wordt vervangen door LOLE (Loss of Life Expectancy), een populatiegemiddelde schatting van het verlies aan levensverwachting per longkanker geval, gebaseerd op landelijke gegevens uit de studie van Maas et al(28). Deze LOLE is gedefinieerd als het verschil tussen de verwachte levensduur van longkankerpatiënten en die van de algemene bevolking, gestratificeerd naar leeftijd, geslacht en kalenderjaar, en is geschat met flexibele parametrische survivalmodellen op basis van gegevens uit de Nederlandse Kankerregistratie met vrijwel volledige follow-up. Onder deze vervangingen reduceert de EYLL-definitie uit formule (3) tot de volgende operationele maat:

$$\widehat{EYLL} = PoC \times LOLE. \quad (6)$$

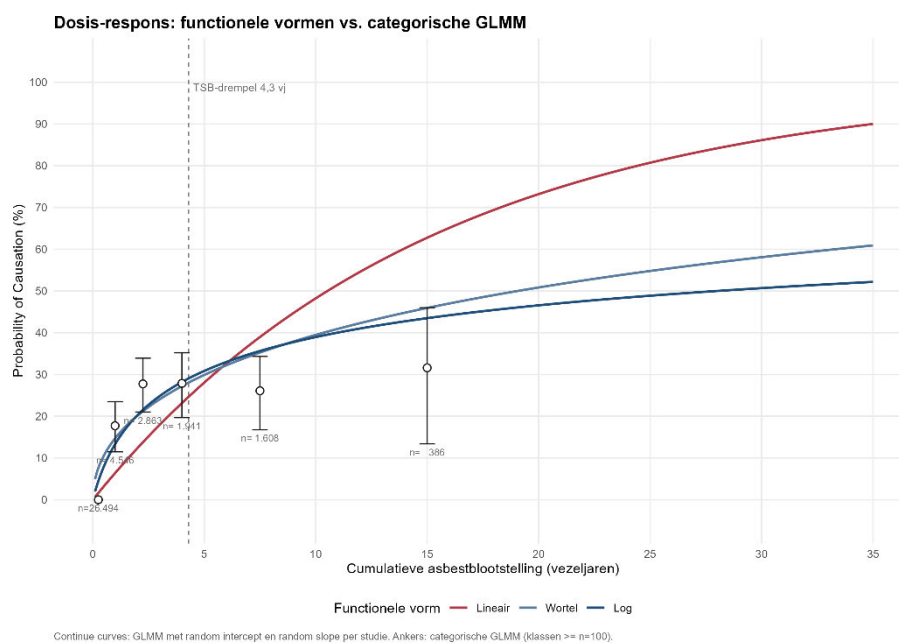
Deze maat kan worden geïnterpreteerd als een benadering van EYLL, waarin het aan asbest toe te schrijven aandeel van ziekte wordt gewogen met het gemiddelde verlies aan levensverwachting per ziektegeval. Rekenkundig is deze operationalisatie nauw verwant aan de e-YPLL-maat van Park et al.: waar  $e\text{-YPLL} = (O-E) \times LOLE$  het totale verlies aan levensjaren op populatieniveau weergeeft, resulteert de voorgetelde benadering  $\widehat{EYLL} = \left[ \frac{O-E}{O} \right] \times LOLE$  in het verwachte verlies per geobserveerd ziektegeval. De hierboven beschreven kritiek van Morfeld op e-YPLL is daarmee ook van toepassing op de hier gehanteerde benadering. Dit betreft met name de impliciete aannames dat asbestblootstelling uitsluitend de incidentie van longkanker verhoogt en geen invloed heeft op de overleving na diagnose, en dat het contrafeitelijke sterfterisico van blootgestelde individuen adequaat wordt benaderd door dat van de algemene bevolking. Deze vereenvoudigingen hebben implicaties voor de interpretatie van individuele schade. Wanneer blootgestelde personen zonder blootstelling een hoger achtergrondsterfterisico zouden hebben dan de algemene bevolking (bijvoorbeeld door roken of andere beroepsgebonden co-exposities), zal LOLE op basis van algemene populatietabellen het contrafeitelijke overlevingsniveau overschatten, wat leidt tot een overschatting van de werkelijk aan asbest toe te schrijven levensduurverkorting. Daarnaast impliceert het gebruik van een cumulatieve, niet-tijdsafhankelijke PoC dat geen onderscheid kan worden gemaakt tussen ziekte-initiatie en versnelling van overlijden. Indien asbestblootstelling primair bijdraagt aan eerdere manifestatie van longkanker, maar niet of slechts beperkt aan verkorting van de overleving na diagnose, zal de hier gehanteerde benadering eveneens geneigd zijn de schade te overschatten. Deze vertekeningen werken systematisch in één richting en zijn daarom relevant voor de beoordeling van individuele gevallen. Tegelijkertijd is specifiek in de context van compensatie van belang dat zij primair het absolute schaalniveau van  $\widehat{EYLL}$  beïnvloeden, terwijl de relatieve verschillen tussen individuen naar verwachting in belangrijke mate behouden blijven. In een compensatiekader waarin middelen proportioneel worden verdeeld op basis van verloren levensjaren, en niet op basis van een extern vastgestelde monetaire waarde per levensjaar, is absolute bias daarom wellicht minder belangrijk dan consistente rangordening.

# 7. Modelvorm-onzekerheid in de schatting van EYLL

In het Lexces-rapport uit 2022 is de relatie tussen cumulatieve asbestblootstelling en longkanker beschreven met een lineair model op de log-odds-schaal, maar ook andere functionele vormen zijn biologisch en statistisch plausibel.

Voor een EYLL-benadering is dit relevant omdat de PoC niet alleen rond één afkappunt wordt gebruikt, maar over het gehele blootstellingsbereik. De vraag is dan niet alleen of iemand boven of onder een drempel valt, maar hoe sterk de blootstelling bijdraagt aan de geschatte levensduurverkorting. Juist in dat gebruik wordt de gekozen vorm van de blootstellings-responsrelatie belangrijker.

Dit hoofdstuk onderzoekt daarom hoe onzekerheid over de functionele vorm doorwerkt in de berekende POC en vervolgens in EYLL.



## 7.1 De keuze voor een functionele vorm

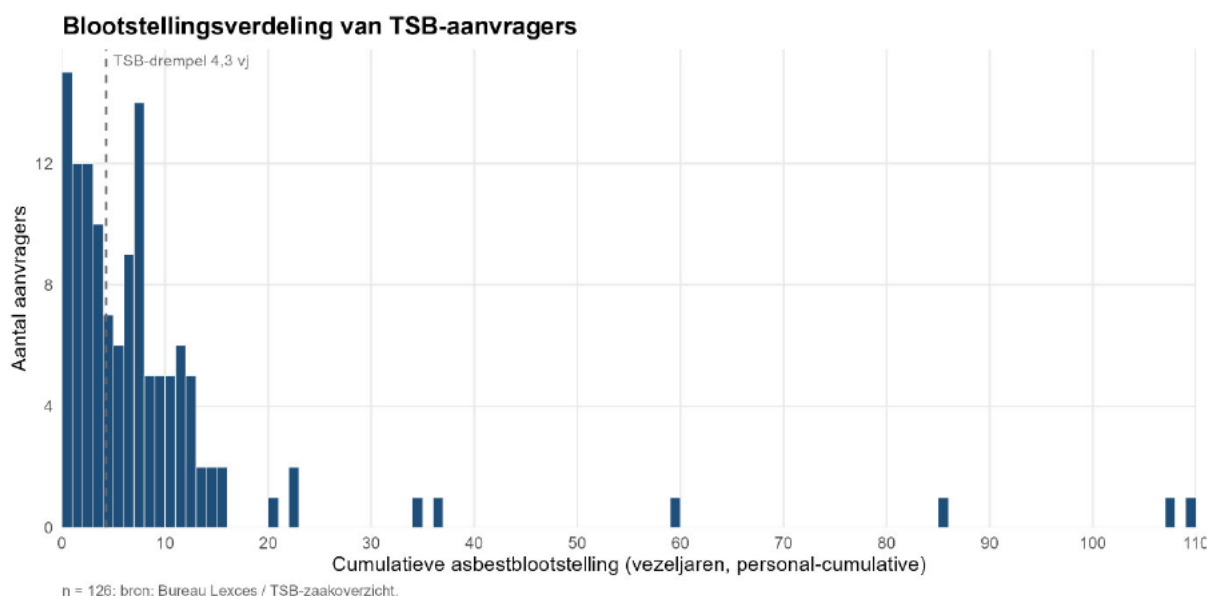
Wij hebben de SYNERGY-data opnieuw geanalyseerd met drie plausibele vormen voor de blootstellings-responsrelatie: een lineair model, een wortelmodel en een log-lineair model. Het lineaire model past statistisch minder goed bij de data dan de twee niet-lineaire alternatieven (Tabel 7.1). Dit is ook zichtbaar in Figuur 1. Vooral bij hogere blootstellingsniveaus wijkt het lineaire model af van de empirische ankerpunten uit een categorisch model, waarin geen vooraf gekozen functionele vorm wordt opgelegd.

**Tabel 7.1.** Vergelijking functionele vormen van de dosis-responsrelatie

Model	N	AIC	$\Delta$ AIC	DD (vj)	Drempel 95% BI (vj)	Drempel 95% PI (vj)
Lineair	37.866	42439	+39.8	10,52	7,10	4,26
Log-lineair	37.866	42400	+1.0	28,00	11,04	4,08
Wortel	37.866	42399	0.0	19,05	10,48	4,47

Tussen het wortelmodel en het log-lineaire model is het verschil minder duidelijk. Beide modellen beschrijven de data goed, en de SYNERGY-data bieden onvoldoende houvast om één van beide overtuigend als superieur aan te wijzen. Dat komt doordat de meeste informatie in de dataset zich bevindt bij relatief lage cumulatieve blootstelling. In dat bereik liggen de voorspellingen van beide modellen dicht bij elkaar. Bij hogere blootstelling lopen ze verder uiteen, maar daar zijn de waarnemingen schaarser.

Die combinatie van vergelijkbare fit, maar uiteenlopende extrapolatie bij hogere blootstelling maakt de keuze voor één model kwetsbaar. Figuur 2 laat bovendien zien dat dit geen louter theoretisch probleem is: ongeveer 35% van de TSB-aanvragers valt, op basis van de persoonlijke cumulatieve blootstellingsschaal, in het bereik waar de modellen sterker uiteen beginnen te lopen.

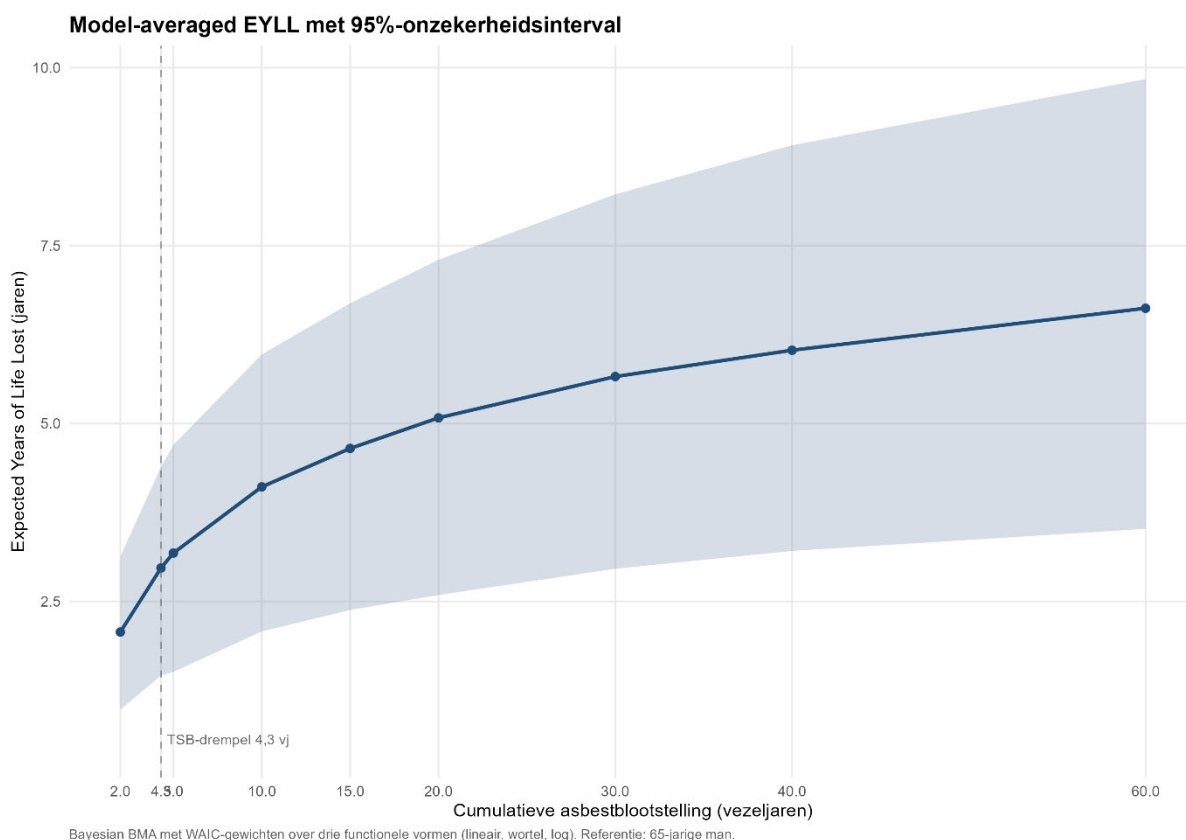


## 7.2 Een gewogen schatting in plaats van één gekozen model

Wij hebben daarom niet één functionele vorm geselecteerd als uitgangspunt voor alle verdere berekeningen. In plaats daarvan combineren wij de drie modellen tot één gewogen schatting van de PoC. Modellen die de SYNERGY-data beter beschrijven, krijgen daarbij een groter gewicht dan modellen met een minder goede fit.

Deze aanpak voorkomt dat de uitkomsten volledig afhankelijk worden van één modelkeuze die empirisch niet eenduidig te rechtvaardigen is. Tegelijkertijd blijft de analyse transparant: de spreiding tussen de modellen wordt niet weggepoetst, maar meegenomen als onderdeel van de onzekerheid.

Per blootstellingsniveau ontstaat zo een centrale schatting met een onzekerheidsinterval waarin zowel parameteronzekerheid als modelvorm-onzekerheid is verwerkt. Figuur 3 toont deze gewogen PoC-curve voor een referentiepersoon: een man van 65 jaar.



De curve laat zien dat de PoC toeneemt met cumulatieve blootstelling. Het onzekerheidsinterval wordt breder bij hogere blootstelling, wat weerspiegelt dat daar zowel de statistische onzekerheid als de verschillen tussen plausible modelvormen toenemen.

### 7.3 Doorwerking in EYLL

Tabel 7.2 vertaalt de gewogen PoC-schattingen naar EYLL per blootstellingsniveau. Daarbij is de totale onzekerheid uitgesplitst in drie componenten: onzekerheid over de modelvorm, onzekerheid in de geschatte modelparameters, en onzekerheid in de leeftijdsspecifieke schatting van de levensduurverkorting.

Bij lage blootstelling wordt de onzekerheid vrijwel volledig bepaald door parameteronzekerheid. De modellen geven daar vergelijkbare voorspellingen, waardoor de gekozen functionele vorm nauwelijks bijdraagt aan de spreiding in EYLL.

Bij hogere blootstelling verandert dit beeld. Rond 60 vezeljaren is ruim een kwart van de totale variantie toe te schrijven aan modelvorm-onzekerheid. De onzekerheid in de leeftijdsspecifieke levensduurverkorting blijft over het gehele bereik klein. De belangrijkste bron van structurele onzekerheid ligt dus niet in de LOLE-component, maar in de vertaling van cumulatieve blootstelling naar PoC.

Daarmee laat de analyse zien dat EYLL-schattingen voor zwaar blootgestelde aanvragers gevoeliger zijn voor aannames over de blootstellings-responsrelatie.

**Tabel 7.2** Model-averaged schattingen van Expected Years of Life Lost (EYLL, in jaren) per cumulatieve asbestblootstelling (vezeljaren) voor een referentiepersoon (man, 65 jaar).

Vezeljaren	EYLL (jaar)	95% CI	% Model	% Parameter	% LOLE	Ratio
5	3.18	[1.51 - 4.70]	1.7	98.3	0.1	0.99
10	4.11	[2.08 - 5.97]	0.4	99.7	0.1	1.03
15	4.65	[2.38 - 6.69]	2.2	97.8	0.1	0.98
20	5.08	[2.59 - 7.30]	4.8	95.2	0.1	1.00
30	5.66	[2.96 - 8.22]	11.0	89.0	0.1	1.03
40	6.03	[3.21 - 8.91]	15.7	84.4	0.1	1.04
60	6.62	[3.52 - 9.84]	26.1	73.9	0.1	1.01

95% CI = 95%-onzekerheidsinterval van EYLL. % Model, % Parameter en % LOLE geven respectievelijk de relatieve bijdrage (%) van modelonzekerheid, parameteronzekerheid en onzekerheid in Loss of Life Expectancy (LOLE) aan de totale variantie van EYLL, bepaald via een variantiedecompositie volgens de wet van totale variantie. Ratio is de verhouding tussen de som van deze variantiecomponenten en de empirische posterior variantie uit de Monte Carlo-simulatie.

## 7.4 Conclusie

De drie onderzochte modelvormen leiden tot vergelijkbare conclusies rond het huidige TSB-afkappunt, maar geven bij hogere cumulatieve blootstelling uiteenlopende schattingen van de PoC. Voor een EYLL-benadering is dat relevant, omdat de PoC dan als continue input wordt gebruikt.

Model averaging biedt hiervoor een pragmatische oplossing. De methode erkent dat meerdere functionele vormen plausibel zijn, weegt deze naar hun empirische ondersteuning, en neemt de resterende spreiding mee in het onzekerheidsinterval. Daarmee wordt voorkomen dat een beleidsmatig relevante uitkomst afhankelijk wordt van één moeilijk te verdedigen modelkeuze. De belangrijkste implicatie is dat EYLL voor zwaar blootgestelde aanvragers met meer onzekerheid is omgeven dan voor aanvragers met lagere blootstelling. In een proportioneel compensatiesysteem is dat belangrijk, omdat onzekerheid niet alleen bepaalt hoe precies de totale schade wordt geschat, maar ook hoe compensatie tussen groepen claimanten wordt verdeeld.

Transparantie over modelvorm-onzekerheid is daarom geen technische bijzaak. Deze is nodig om te laten zien waar de data een robuuste uitspraak toelaten, en waar de uitkomst mede berust op plausibele maar niet eenduidig te onderscheiden aannames.

# 8. Verdelingsconsequenties van EYLL als compensatiebasis

Zoals beschreven in hoofdstuk twee gebruikt de huidige TSB-regeling PoC als binaire drempel: boven de drempel volgt een vaste tegemoetkoming, daaronder geen uitkering. In hoofdstuk 6 is beschreven hoe EYLL in deze context pragmatisch kan worden benaderd als  $PoC \times LOLE$ .

Hoofdstuk 7 liet zien hoe modelonzekerheid in de blootstellings-responsrelatie doorwerkt in deze schatting. Dit hoofdstuk onderzoekt vervolgens wat drie compensatielogica's betekenen voor de verdeling van een gelijkblijvend totaalbudget.

We vergelijken drie regimes. Het eerste is de huidige TSB-regeling, waarin aanvragers boven de blootstellingsdrempel van 4,3 vezeljaren een vaste tegemoetkoming ontvangen (PoC-binair); deze drempel is — conform hoofdstuk 2 — afgeleid van de bovengrens van het 95%-predictie-interval. Het tweede is een regeling waarin de uitkering evenredig is aan de geschatte PoC (PoC-proportioneel). Het derde is een regeling waarin de uitkering evenredig is aan EYLL, benaderd als  $PoC \times LOLE$  (EYLL-proportioneel). Anders dan het binaire regime, dat de TSB-drempel volgt, baseren beide proportionele regimes zich op de modelgewogen (BMA) PoC-puntschatting per case uit hoofdstuk 7. Waar dit hoofdstuk PoC-verdelingen rapporteert (zoals het aandeel cases met een PoC onder of boven 0,5), betreft dit steeds die puntschatting.

De PoC-proportionele variant fungeert als analytische tussenstap. Deze laat zien welk deel van de verandering voortkomt uit de overgang van een binaire naar een proportionele uitkering, en welk deel specifiek samenhangt met de toevoeging van leeftijd via EYLL. Deze variant sluit bovendien aan bij eerdere Nederlandse beleidsdiscussies over proportionaliteit, onder meer in het IAS-werkgroeperapport uit 2018 en het Lexces-rapport uit 2022 (3, 39).

De analyse is bedoeld als verdelingssimulatie. Deze gebruikt SYNERGY niet als representatieve afspiegeling van Nederlandse TSB-aanvragers, maar als demonstratiepopulatie waarin blootstelling, leeftijd, rookgedrag en PoC gezamenlijk beschikbaar zijn. Het doel is om de richting en omvang van herverdeling zichtbaar te maken, niet om één regeling aan te bevelen.

## 8.1 Drie compensatielogica's

Het uitgangspunt is de huidige TSB-regeling. Aanvragers boven de drempel van 4,3 vezeljaren ontvangen een vaste tegemoetkoming van €27.030 per 1 januari 2026; aanvragers onder die drempel ontvangen geen uitkering.

Voor de illustratie gebruiken wij de longkankercases uit SYNERGY met geregistreerde beroepsmatige asbestblootstelling ( $n = 7.440$ ). Voor iedere case berekenen wij EYLL conform hoofdstuk 6, met de modelgewogen PoC-schatting uit hoofdstuk 7.

Onder de huidige TSB-regeling overschrijdt 46% van deze profielen de drempel van 4,3 vezeljaren. Het overeenkomstige totaalbudget bedraagt €93,2 miljoen. In de proportionele varianten wordt ditzelfde budget opnieuw verdeeld over alle 7.440 cases.

Bij PoC-proportioneel komt dit neer op ongeveer €450 per procentpunt PoC. Een aanvrager met  $PoC = 50\%$  zou daarmee circa €22.500 ontvangen; een aanvrager met  $PoC = 30\%$  circa €13.500.

Bij EYLL-proportioneel komt dit neer op ongeveer €2.800 per verwacht verloren levensjaar binnen de SYNERGY-illustratiepopulatie — de basis voor de voorbeeldbedragen verderop in dit hoofdstuk. Deze schaalfactor hangt af van de PoC- en leeftijdsverdeling in SYNERGY. Wanneer wij de SYNERGY-cases herwegen op de blootstellingsverdeling van de feitelijke TSB-aanvragers ( $n=186$ ; sectie 14 in Equity\_analyses.R) komt de schaalfactor ongeveer 15% hoger uit op €3.300 per

EYLL-jaar (95% bootstrap-CI €3.030–€3.580); de TSB-gekalibreerde W\_PoC ligt rond €520 per procentpunt PoC. Voor operationele toepassing zou de TSB-gekalibreerde waarde worden gebruikt.

## 8.2 Patronen in de SYNERGY-data

### Globaal patroon

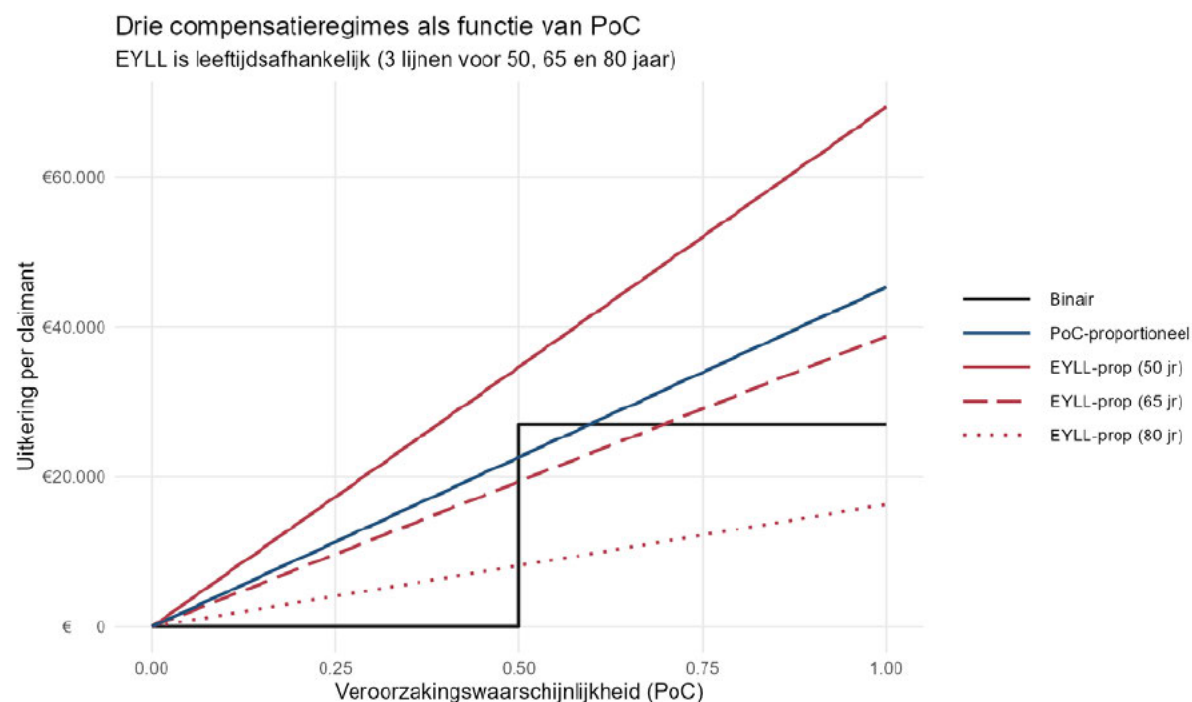
**Tabel 8.1.** Verdeling van uitkeringen onder drie regimes

SYNERGY-cases met asbestblootstelling, n = 7.440; budgetneutraal geschaald op huidig TSB-totaalbudget van €93,2 miljoen.

Regime	Aantal met uitkering	Mediaan	Maximum	% beter dan binair
Binair	3.447 (46%)	€27.030	€27.030	—
PoC-proportioneel	7.440 (100%)	€12.446	€29.246	54%
EYLL-proportioneel	7.440 (100%)	€11.395	€43.006	58%

De analyse laat zien dat de grootste verdelingsverandering ontstaat door de overgang van binair naar proportioneel. Onder PoC-proportioneel krijgt 53,8% van de SYNERGY-cases meer dan onder de huidige TSB-regeling; onder EYLL-proportioneel is dat 58,2%. Tegelijk daalt de mediane uitkering van €27.030 naar ongeveer €12.000, omdat hetzelfde budget over een grotere groep wordt verdeeld.

De toevoeging van EYLL aan PoC-proportionaliteit werkt in deze analyse vooral als leeftijdsherverdeling. Bij een gelijkblijvend totaalbudget stijgt het mediane bedrag voor aanvragers jonger dan 55 jaar van circa €11.000 naar circa €18.000, terwijl het mediane bedrag voor aanvragers ouder dan 65 jaar daalt van circa €13.000 naar ongeveer €5.000–€9.000. In de doorgerekende populatie ontvangt iedere aanvrager jonger dan 55 jaar onder EYLL-proportioneel meer dan onder PoC-proportioneel; iedere aanvrager ouder dan 65 jaar ontvangt minder. Vergeleken met de huidige TSB-regeling is de winst vooral zichtbaar bij jongere aanvragers boven de drempel. In die groep ontvangt 47% onder EYLL-proportioneel meer dan de vaste tegemoetkoming. Bij aanvragers van 65 jaar of ouder komt dit vrijwel niet voor.



### *Wie krijgt meer en waarom?*

Het patroon wordt vooral bepaald door de huidige drempelwerking. Onder de huidige TSB-regeling ontvangt de 54% van de cases met een blootstelling onder 4,3 vezeljaren niets, terwijl diezelfde groep onder beide proportionele regimes een positieve uitkering krijgt. Dat verklaart waarom een meerderheid onder de proportionele varianten beter uitkomt dan onder binair. Voor de groep met  $PoC \geq 0,5$  ligt dit anders. Deze groep is klein: 3,5% van de SYNERGY-cases en circa 5% van de TSB-aanvragerspopulatie. Onder de huidige regeling ontvangt deze groep de volledige tegemoetkoming van €27.030. Onder PoC-proportioneel komt de gemiddelde uitkering in deze groep uit op ongeveer €24.000, dus iets lager dan het binaire bedrag.

### *Leeftijd als verdelende factor*

Onder de huidige TSB-regeling is leeftijd niet bepalend voor de uitkering: een 50-jarige en een 80-jarige boven de drempel ontvangen hetzelfde bedrag. In de EYLL-proportionele variant wordt leeftijd wel onderdeel van de verdeelsleutel, via de leeftijdsspecifieke LOLE-component. Bij  $PoC = 0,5$  zou een 50-jarige circa €34.000 ontvangen en een 80-jarige circa €8.500. Onder PoC-proportioneel speelt leeftijd alleen indirect mee, via de leeftijdscorrectie in de PoC-schatting. Figuur 4 toont dit patroon voor drie leeftijdsjijkpunten: 50, 65 en 80 jaar. Bij de interpretatie van Figuur 4 is de empirische PoC-verdeling belangrijk. De curves lopen door tot  $PoC = 1$ , maar in SYNERGY ligt het 97,5-percentiel rond 0,65 en heeft geen enkele case een PoC boven 0,75. Het hoge PoC-bereik is dus grotendeels hypothetisch. Voor een hypothetische aanvrager met  $PoC = 0,75$  levert PoC-proportioneel ongeacht leeftijd circa €33.750 op. Onder EYLL-proportioneel ontvangt een 50-jarige met dezelfde PoC ongeveer €51.000, tegenover ongeveer €13.000 voor een 80-jarige. De blootstelling en PoC zijn gelijk; het verschil volgt uit leeftijd bij diagnose.

### *Modelonzekerheid en drempelwerking*

Hoofdstuk 7 liet zien dat lineaire, wortel- en logaritmische modellen bij dezelfde blootstelling verschillende PoC-schattingen kunnen geven. Onder de huidige TSB-regeling werkt deze modelonzekerheid beperkt door, omdat de drempel is gebaseerd op de bovengrens van het predictie-interval, die tussen de modellen relatief dicht bij elkaar ligt. Onder proportionele regelingen vertalen modelverschillen zich direct naar verschillen in uitkeringshoogte. Wij berekenen daarvoor per SYNERGY-case wat de uitkering zou zijn onder elk van de drie modellen afzonderlijk, met  $W$  per model opnieuw budgetneutraal geschaald, en definiëren de modelspread als het verschil tussen het hoogste en laagste van die drie bedragen. Voor de mediane SYNERGY-case bedraagt die spread ongeveer €3.600 onder PoC-proportioneel; bij de 5% meest gevoelige cases loopt hij op tot circa €11.000. Onder EYLL-proportioneel werkt deze spreiding sterker door bij jongere aanvragers met hoge LOLE: de mediane modelspread voor aanvragers onder de 60 ligt rond €4.600, tegenover circa €1.000 voor aanvragers van 80 jaar of ouder.

# 9. Reflecties en aanbevelingen

In dit rapport hebben wij onderzocht of Expected Years of Life Lost (EYLL) als alternatieve grondslag voor compensatie van asbestgerelateerde longkanker bruikbaar is, naast de huidige Probability of Causation (PoC). Het project is uitgevoerd binnen Lexces Scientific Program 3.2. De volgende paragrafen vatten de bevindingen samen en stippen een aantal beleidsrelevante punten aan.

## 9.1 Verdelingseffecten van proportionele compensatie

Wij hebben drie denkbare compensatieregimes doorgerekend op de SYNERGY-longkanker-cases met geregistreerde asbestblootstelling (n=7.440): een binair regime conform de huidige TSB-regeling, een regime waarbij de uitkering proportioneel is aan de PoC (PoC-proportioneel) en een EYLL-proportioneel regime. Onder de huidige TSB-regeling ontvangt 46% van deze cases een uitkering van €27.030. Onder PoC-proportioneel komt 53,8% beter uit dan onder binair; onder EYLL-proportioneel is dat 58,2%. De mediane uitkering daalt van €27.030 naar circa €12.000, omdat hetzelfde budget over twee keer zoveel ontvangers wordt verdeeld.

De grootste verdelingsverandering komt voort uit de overstap van binair naar proportioneel, niet uit de overstap van PoC naar EYLL. Onder budgetneutraliteit is proportionaliteit geen technische verfijning, maar een herverdelingsmechanisme: cases die onder binair niets ontvangen krijgen onder proportioneel een positieve uitkering, betaald uit het budget dat onder binair volledig terecht komt bij de groep boven de drempel.

Een minder voor de hand liggende bevinding is dat deze herverdeling in onze populatie niet vooral ten goede komt aan de zwaarst blootgestelden. Onder PoC-proportioneel bedraagt de uitkering ongeveer €450 per procentpunt PoC; deze lijn kruist het binaire bedrag van €27.030 pas bij een PoC van 60%. In SYNERGY heeft echter geen enkele case een PoC boven 75% en ligt het 97,5-percentiel rond 0,65. Hetzelfde geldt in de TSB-aanvragerspopulatie (n=186), met een mediane PoC rond 0,35 en een maximum van circa 0,67. De grootste verschuiving loopt daardoor niet van matig naar zwaar blootgestelden, maar van cases boven de huidige drempel (PoC 0,3–0,65) naar cases onder de huidige drempel.

Eerdere Nederlandse rapporten hebben de proportionaliteitsvraag besproken zonder deze empirische component. De IAS-werkgroep asbestgerelateerde longkanker werkte in 2018 een proportionele variant uit naast een binaire variant (39). Het Lexces-rapport uit 2022 (3) benoemde dat een proportionaliteits- of categorieënprincipe beter zou kunnen aansluiten bij het rechtvaardigheidsgevoel rond aanvragers vlak onder de drempel, maar concludeerde dat geen enkel principe waterdicht is en dat binnen de TSB ergens een grens moet worden gesteld. De discussie werd in beide rapporten gevoerd vanuit het probleem van harde grensgevallen. Onze berekeningen laten zien dat dit niet het enige, en mogelijk niet het belangrijkste, verdelingseffect is.

## 9.2 De rol van Leeftijd als verdeelfactor in EYLL

Als voor proportionaliteit gekozen wordt, volgt een tweede vraag: moet de uitkering alleen afhangen van PoC, of ook van de omvang van het verwachte verlies aan levensjaren? Dit is het verschil tussen PoC-proportioneel en EYLL-proportioneel.

Het extra verdelingseffect van EYLL is in absolute termen kleiner dan de verschuiving van binair naar proportioneel, maar het maakt leeftijd expliciet onderdeel van de verdeelsleutel. Bij gelijke PoC ontvangt een jongere aanvrager meer dan een oudere. In onze berekeningen ontvangt bij PoC = 0,75 een 50-jarige onder EYLL-proportioneel ongeveer €51.000, tegenover €13.000 voor

een 80-jarige met dezelfde PoC. De blootstelling en PoC zijn gelijk; het verschil volgt uit leeftijd bij diagnose.

Of dit wenselijk is, is een normatieve vraag. Vanuit een schadeperspectief is differentiatie naar leeftijd verdedigbaar: meer verloren levensjaren impliceert meer verwachte causale schade. Vanuit een erkenningsperspectief kan dezelfde differentiatie problematisch zijn, omdat aanvragers met dezelfde beroepsmatige blootstelling en ziekte verschillend worden gecompenseerd.

### 9.3 Modelonzekerheid in EYLL

Onzekerheid over de keuze van een statistisch model is een terugkerend thema bij kwantitatieve compensatieregels. Hoofdstuk 7 laat zien dat dit ook geldt voor de blootstellings-responsrelatie tussen asbestblootstelling en longkanker. De drie onderzochte functionele vormen — lineair, wortel en log-lineair — leiden rond het huidige TSB-afkappunt tot vergelijkbare conclusies. De drempel van 4,3 vezeljaren is daardoor relatief robuust voor de gekozen modelvorm. Dit verklaart waarom modelonzekerheid binnen de huidige binaire TSB-systematiek beperkt doorwerkt: zolang de vraag vooral is of iemand boven of onder de drempel valt, maakt de precieze vorm van de curve in het grootste deel van het relevante bereik weinig verschil.

Het beeld verandert wanneer PoC als continue grootheid wordt gebruikt. Hoofdstuk 7 laat zien dat de lineaire specificatie statistisch duidelijk minder goed past dan de wortel- en log-lineaire modellen, terwijl die laatste twee empirisch moeilijk van elkaar te onderscheiden zijn. Juist bij hogere cumulatieve blootstelling lopen de voorspellingen van deze plausibele modellen verder uiteen. Dat is relevant voor elke proportionele toepassing van PoC. In een PoC-proportionele regeling bepaalt PoC rechtstreeks de hoogte van de uitkering; in een EYLL-proportionele regeling wordt dezelfde PoC daarnaast vermenigvuldigd met leeftijdsspecifieke LOLE. Modelonzekerheid werkt daardoor niet alleen door in de schatting van EYLL, maar ook in de verdeling van compensatie onder een PoC-proportioneel regime.

De variantiedecompositie in hoofdstuk 7 laat bovendien zien dat de belangrijkste structurele onzekerheid niet in de LOLE-component zit, maar in de vertaling van cumulatieve blootstelling naar PoC. Bij lage blootstelling wordt de onzekerheid vrijwel volledig bepaald door parameteronzekerheid, omdat de modellen daar vergelijkbare voorspellingen geven. Bij hogere blootstelling neemt het aandeel van modelvorm-onzekerheid toe; rond 60 vezeljaren is ruim een kwart van de totale variantie in EYLL toe te schrijven aan modelvorm-onzekerheid. De onzekerheid in leeftijdsspecifieke LOLE blijft in deze analyse daarentegen klein.

Deze bevindingen zijn belangrijk voor de interpretatie van de verdelingsanalyses in hoofdstuk 8. Onder een proportioneel regime werkt elk verschil tussen modellen rechtstreeks door in de hoogte van de uitkering. Voor de mediane SYNERGY-case bedraagt de modelspread ongeveer €3.600 onder PoC-proportioneel; bij de 5% meest gevoelige cases loopt dit op tot circa €11.000. Onder EYLL-proportioneel werkt deze spreiding sterker door bij jongere aanvragers, omdat hun grotere LOLE de PoC-onzekerheid opschaaft. Modelonzekerheid is daarmee niet alleen een statistisch probleem, maar ook een verdelingskwestie: dezelfde modelkeuze kan verschillende groepen claimanten verschillend raken.

De keuze voor Bayesian Model Averaging in dit rapport moet tegen deze achtergrond worden gelezen. Model averaging voorkomt dat de analyse volledig afhankelijk wordt van één functionele vorm die empirisch niet eenduidig te rechtvaardigen is. Tegelijk verdwijnt de onzekerheid niet; de resterende spreiding tussen plausibele modellen wordt expliciet meegenomen in de onzekerheidsintervallen. Daarmee sluit deze benadering aan bij het doel van dit rapport: niet één definitieve EYLL-schatting presenteren, maar zichtbaar maken hoe robuust de verdelingseffecten zijn voor redelijke alternatieven in de blootstellings-responsrelatie.

## 9.4 Methodologische beperkingen

Onze benadering kent een aantal methodologische beperkingen die bij de interpretatie van de resultaten moeten worden meegewogen. Ten eerste is de pragmatische operationalisatie van EYLL als  $PoC \times LOLE$  een vereenvoudiging van de Robins & Greenland-benadering. Deze operationalisatie maakt geen expliciet onderscheid tussen blootstelling die longkanker heeft veroorzaakt en blootstelling die het ontstaan van longkanker vooral heeft vervroegd. Ook competing risks worden niet expliciet gemodelleerd. Daardoor kan de geschatte EYLL hoger uitvallen dan de werkelijke causale schade. Deze richting van onzekerheid sluit aan bij het voorshands aannemelijk-principe binnen de TSB, maar betekent wel dat de gepresenteerde bedragen niet als exacte schattingen van individueel levensduurverlies moeten worden geïnterpreteerd.

Ten tweede biedt een directe Robins & Greenland-procedure een rijker methodologisch kader, maar geen automatische oplossing voor alle onzekerheid. Een directe EYLL-schatting kan het probleem van vervroeging beter adresseren, omdat EYLL dan wordt geschat als verschil tussen overlevingscurves over de tijd. Voor competing risks hangt de interpretatie echter af van de gekozen overlevingsmaat: all-cause survival of cause-specific survival. Daarnaast blijven aannames nodig over blootstellingsclassificatie, roken, censoring en extrapolatie voorbij de geobserveerde follow-up.

Ten derde is de SYNERGY-populatie geen representatieve afspiegeling van Nederlandse TSB-aanvragers. Herweging brengt de blootstellingsverdeling dichterbij de Nederlandse situatie, maar de leeftijdsverdeling, comorbiditeit en selectie van cases blijven gebaseerd op een internationale onderzoeksdataset. Voor eventuele toepassing binnen de TSB zou de schaalfactor daarom opnieuw moeten worden gekalibreerd op claimant-data van de uitvoeringsinstantie.

## 9.5 Aanbevelingen voor vervolgonderzoek

Op basis van deze bevindingen formuleren wij twee aanbevelingen voor vervolgonderzoek. Ten eerste is een methodologische verdieping wenselijk in de vorm van een directe EYLL-schatting in een Nederlands cohort. Een vervolganalyse op de NLCS, waarin EYLL direct wordt geschat conform Robins & Greenland, kan twee beperkingen van onze pragmatische operationalisatie verkleinen. In onze analyse is de LOLE-component gebaseerd op NKR-overlevingscijfers voor alle longkankerpatiënten, ongeacht asbestblootstelling. Een directe analyse binnen een NLCS-subcohort van longkankerpatiënten met en zonder beroepsmatige asbestblootstelling zou beter aansluiten bij het contrafactuele uitgangspunt van EYLL, omdat het verlies aan levensjaren dan directer wordt afgeleid uit verschillen in overleving tussen blootgestelde en niet-blootgestelde patiënten. Daarnaast zou een dergelijke schatting geïkht zijn op Nederlandse leeftijds-, blootstellings- en sterftepatronen, in plaats van op een internationale SYNERGY-populatie.

Tegelijkertijd heeft de SYNERGY-gebaseerde analyse in dit rapport een eigenstandige meerwaarde. De BMA-PoC is geschat op dezelfde empirische basis als de huidige TSB-PoC-systematiek. Daardoor konden wij de verdelingseffecten van een binaire regeling, een PoC-proportionele regeling en een EYLL-proportionele regeling direct met elkaar vergelijken binnen één consistent raamwerk. Een NLCS-analyse zou methodologisch directer zijn voor het schatten van EYLL, maar introduceert ook een andere databron, populatie en modelstructuur. Verschillen met de huidige regeling zouden daardoor niet alleen samenhangen met de keuze voor EYLL, maar ook met herijking op een andere empirische basis.

In aanvulling daarop kan het zinvol zijn om de NLCS-schattingen te vergelijken met de in dit rapport gebruikte SYNERGY-PoC  $\times$  LOLE-benadering, bijvoorbeeld per blootstellingsniveau. Overeenkomstige resultaten zouden de plausibiliteit van deze pragmatische operationalisatie ondersteunen. Verschillen tussen beide benaderingen kunnen inzicht geven in de mate waarin de uitkomsten afhangen van de gekozen databron, modelstructuur of populatie.

Ten tweede is een normatieve verkenning met belanghebbenden nodig. De analyses in dit rapport laten zien welke keuzes voorliggen — binair versus proportioneel, PoC versus EYLL, en leeftijdsdifferentiatie wel of niet meenemen — maar zij bepalen niet welke combinatie als rechtvaardig wordt ervaren. Een gestructureerde vignette-studie met TSB-aanvragers, claimanten-vertegenwoordigers, juristen en beleidsmakers kan inzicht geven in hoe concrete compensatieprofielen onder verschillende regimes worden beoordeeld. Daarmee kan empirisch worden onderzocht welk gewicht betrokkenen geven aan drempelvermijding, causale waarschijnlijkheid, verwacht levensduurverlies, gelijke erkenning en budgetneutraliteit. Samenvattend laat dit rapport zien dat EYLL methodologisch bruikbaar is als aanvullende compensatiemaat, maar dat de belangrijkste verdelingskeuze voorafgaat aan EYLL: de keuze tussen een binaire en een proportionele regeling. De overstap naar proportionaliteit leidt onder budgetneutraliteit tot een substantiële herverdeling van middelen van de huidige ontvangers naar een bredere groep met lagere PoC. EYLL voegt daar vooral leeftijdsdifferentiatie aan toe, doordat compensatie niet alleen wordt gekoppeld aan de kans dat asbestblootstelling de longkanker heeft veroorzaakt, maar ook aan het verwachte verlies aan resterende levensjaren. Verdere toepassing vraagt daarom niet alleen om methodologische verfijning, maar ook om expliciete normatieve besluitvorming over welke vorm van verdeling en erkenning binnen de TSB wenselijk is.

# 10. Referenties

1. Mancilla-Galindo J, Peters S, Deng H, van der Molen HF, Kromhout H, Portengen L, e.a. Probability of causation in individual workers: Lung cancer due to occupational exposure to asbestos. medRxiv. 2026;2026-02.
2. van der Laan G, van der Molen H, Willems MBA, Bartstra H, Piebenga WP, Schaafsma F. Regeling Tegemoetkoming Stoffengerelateerde Beroepsziekten [Internet]. [geciteerd 29 december 2025]. Beschikbaar op: [https://www.beroepsziekten.nl/sites/default/files/documents/NCvB\\_rapportage\\_Protocolle-n-inrichten-deskundigenpanels.pdf](https://www.beroepsziekten.nl/sites/default/files/documents/NCvB_rapportage_Protocolle-n-inrichten-deskundigenpanels.pdf)
3. Lexces. Longkanker en asbest Veroorzakingswaarschijnlijkheid en advies afkappunt ten behoeve van de Regeling TSB. Utrecht; 2022.
4. Robins J, Greenland S. The probability of causation under a stochastic model for individual risk. *Biometrics*. 1989;1125-38.
5. Greenland S. Relation of probability of causation to relative risk and doubling dose: a methodologic error that has become a social problem. *Am J Public Health*. augustus 1999;89(8):1166-9. doi:10.2105/AJPH.89.8.1166
6. Robins J, Greenland S. Estimability and estimation of expected years of life lost due to a hazardous exposure. *Stat Med*. januari 1991;10(1):79-93. doi:10.1002/sim.4780100113
7. Olsson AC, Vermeulen R, Schüz J, Kromhout H, Pesch B, Peters S, e.a. Exposure–response analyses of asbestos and lung cancer subtypes in a pooled analysis of case–control studies. *Epidemiology*. 2017;28(2):288-99.
8. Rubin DB. Causal Inference Using Potential Outcomes: Design, Modeling, Decisions. *J Am Stat Assoc*. 1 maart 2005;100(469):322-31. doi:10.1198/016214504000001880
9. Armstrong B, Tremblay C, Theriault G. Compensating Bladder Cancer Victims Employed in Aluminum Reduction Plants: *J Occup Environ Med*. oktober 1988;30(10):771-5. doi:10.1097/00043764-198810000-00004
10. Kim EA, Lee E, Kang SK, Jeong M. Probability of causation for occupational cancer after exposure to ionizing radiation. *Ann Occup Environ Med*. 31 januari 2018;30:3. doi:10.1186/s40557-018-0220-5 PubMed PMID: 29435338; PubMed Central PMCID: PMC5791729.
11. Djounova J, Chobanova N, Guleva I, Milchev A, Peyankov I, Negoicheva K, e.a. Health monitoring of NPP workers. *Int J Low Radiat*. 2014;9(4):274. doi:10.1504/IJLR.2014.063411

12. Coenen P, Kezic S, Heederik DJJ, Peters S, Van Der Molen HF. Applying a 'presumably plausible' principle in a new one-time financial compensation system for occupational diseases in the Netherlands. *Occup Environ Med.* oktober 2024;81(10):529-31. doi:10.1136/oemed-2024-109533
13. Ulanowski A, Shemiakina E, G thlin D, Becker J, Preston D, Apostoaei AI, e.a. ProZES: the methodology and software tool for assessment of assigned share of radiation in probability of cancer occurrence. *Radiat Environ Biophys.* november 2020;59(4):601-29. doi:10.1007/s00411-020-00866-7
14. Guidotti TL. Apportionment in Asbestos-Related Disease for Purposes of Compensation. *Ind Health.* 2002;40(4):295-311. doi:10.2486/indhealth.40.295
15. Jacobi W. Radiation exposure and attributable cancer risk in former miners of the WISMUT uranium mining company / Strahlenexposition und damit verkn pftes Krebsrisiko bei fr heren Bergarbeitern der ehemaligen SAG/SDAG WISMUT. *Kerntechnik.* 1 januari 1999;64(1-2):39-43. doi:10.1515/kern-1999-641-214
16. Cucinotta FA. Space Radiation Risks for Astronauts on Multiple International Space Station Missions. Janssen PJ, redacteur. *PLoS ONE.* 23 april 2014;9(4):e96099. doi:10.1371/journal.pone.0096099
17. Bhatia DP, Murthy MSS. Probability of Causation For Radiation at Tributable Cancer in the Indian Population: *Health Phys.* oktober 1992;63(4):402-9. doi:10.1097/00004032-199210000-00004
18. Kocher DC, Apostoaei AI, Henshaw RW, Hoffman FO, Schubauer-Berigan MK, Stancescu DO, e.a. INTERACTIVE RADIOEPIDEMIOLOGICAL PROGRAM (IREP): A WEB-BASED TOOL FOR ESTIMATING PROBABILITY OF CAUSATION/ASSIGNED SHARE OF RADIOGENIC CANCERS. *Health Phys.* juli 2008;95(1):119-47. doi:10.1097/01.HP.0000291191.49583.f7
19. Greenland S, Robins JM. Conceptual problems in the definition and interpretation of attributable fractions. *Am J Epidemiol.* 1988;128(6):1185-97.
20. ProZES: the methodology and software tool for assessment of assigned share of radiation in probability of cancer occurrence | *Radiation and Environmental Biophysics* [Internet]. [geciteerd 30 december 2025]. Beschikbaar op: <https://link.springer.com/article/10.1007/s00411-020-00866-7>
21. Space Radiation Risks for Astronauts on Multiple International Space Station Missions | *PLOS One* [Internet]. [geciteerd 30 december 2025]. Beschikbaar op: <https://journals.plos.org/plosone/article?id=10.1371/journal.pone.0096099>
22. Dissection of GBZ 97-2017 Judgment standard for occupational radiogenic neoplasms—A computer software for occupational radiogenic neoplasm judgment [Internet]. [geciteerd 31 december 2025]. Beschikbaar op:

<http://www.ijrmnm.com/en/article/doi/10.3760/cma.j.issn.1673-4114.2019.03.015?viewType=HTML>

23. Ichikawa M, Iwasaki T, Kobayashi S, Matsudaira H. Application of NIH radioepidemiological tables to Japanese population. *Jpn J Health Phys.* 1988;23(2):131-40. doi:10.5453/jhps.23.131
24. Chmelevsky D, Barclay D, Kellerer AM, Tomasek L, Kunz E, Placek V. Probability of Causation for Lung Cancer After Exposure to Radon Progeny: A Comparison of Models and Data. *Health Phys.* juli 1994;67(1):15-23. doi:10.1097/00004032-199407000-00002
25. Land (Invited) CE. Do Gamma Rays and Alpha Particles Cause Different Types of Lung Cancer? A Comparison Between Atomic Bomb Survivors and Uranium Miners. *Radiat Prot Dosimetry.* 1 juli 1995;60(4):279-85. doi:10.1093/oxfordjournals.rpd.a082729
26. Hernán MA, Robins JM. Causal inference [Internet]. CRC Boca Raton, FL; 2010 [geciteerd 1 januari 2026]. Beschikbaar op: [https://grass.upc.edu/en/seminar/presentation-files/causal-inference/chapters-1-i-2/@@download/file/BookHernanRobinsCap1\\_2.pdf](https://grass.upc.edu/en/seminar/presentation-files/causal-inference/chapters-1-i-2/@@download/file/BookHernanRobinsCap1_2.pdf)
27. Bourne RR. Global burden of 369 diseases and injuries in 204 countries and territories, 1990–2019: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2019 [Internet]. 2023 [geciteerd 2 januari 2026]. Beschikbaar op: [https://aru.figshare.com/articles/journal\\_contribution/Global\\_burden\\_of\\_369\\_diseases\\_and\\_injuries\\_in\\_204\\_countries\\_and\\_territories\\_1990\\_2019\\_a\\_systematic\\_analysis\\_for\\_the\\_Global\\_Burden\\_of\\_Disease\\_Study\\_2019/23780028](https://aru.figshare.com/articles/journal_contribution/Global_burden_of_369_diseases_and_injuries_in_204_countries_and_territories_1990_2019_a_systematic_analysis_for_the_Global_Burden_of_Disease_Study_2019/23780028)
28. Maas CCHM, Van Klaveren D, Visser O, Merckx MAW, Lingsma HF, Lemmens VEPP, e.a. Number of life-years lost at the time of diagnosis and several years post-diagnosis in patients with solid malignancies: a population-based study in the Netherlands, 1989–2019. *eClinicalMedicine.* juni 2023;60:101994. doi:10.1016/j.eclinm.2023.101994
29. Chu PC, Wang JD, Hwang JS, Chang YY. Estimation of Life Expectancy and the Expected Years of Life Lost in Patients with Major Cancers: Extrapolation of Survival Curves under High-Censored Rates. *Value Health.* december 2008;11(7):1102-9. doi:10.1111/j.1524-4733.2008.00350.x
30. Liu PH, Wang JD, Keating NL. Expected years of life lost for six potentially preventable cancers in the United States. *Prev Med.* 2013;56(5):309-13.
31. Wang Yueh WY, Chiang ChunJu CC, Lee WenChung LW. Age-standardized expected years of life lost: quantification of cancer severity. [Internet]. 2019 [geciteerd 2 januari 2026]. Beschikbaar op: <https://www.cabidigitallibrary.org/doi/full/10.5555/20193299032>
32. Royston P, Parmar MKB. Flexible parametric proportional-hazards and proportional-odds models for censored survival data, with application to prognostic modelling and estimation of treatment effects. *Stat Med.* 15 augustus 2002;21(15):2175-97. doi:10.1002/sim.1203

33. Lelieveld J, Pozzer A, Pöschl U, Fnais M, Haines A, Münzel T. Loss of life expectancy from air pollution compared to other risk factors: a worldwide perspective. *Cardiovasc Res.* 2020;116(11):1910-7.
34. Park RM, Bailer AJ, Stayner LT, Halperin W, Gilbert SJ. An alternate characterization of hazard in occupational epidemiology: Years of life lost per years worked. *Am J Ind Med.* juli 2002;42(1):1-10. doi:10.1002/ajim.10082
35. Morfeld P. Years of Life Lost due to exposure: Causal concepts and empirical shortcomings. *Epidemiol Perspect Innov.* 16 december 2004;1(1):5. doi:10.1186/1742-5573-1-5
36. Van Loon AJ, Kant IJ, Swaen GM, Goldbohm RA, Kremer AM, van den Brandt PA. Occupational exposure to carcinogens and risk of lung cancer: results from The Netherlands cohort study. *Occup Environ Med.* 1997;54(11):817-24.
37. Offermans NS, Vermeulen R, Burdorf A, Goldbohm RA, Kauppinen T, Kromhout H, e.a. Occupational asbestos exposure and risk of pleural mesothelioma, lung cancer, and laryngeal cancer in the prospective Netherlands cohort study. *J Occup Environ Med.* 2014;56(1):6-19.
38. Offermans NS, Vermeulen R, Burdorf A, Peters S, Goldbohm RA, Koeman T, e.a. Comparison of expert and job-exposure matrix-based retrospective exposure assessment of occupational carcinogens in the Netherlands Cohort Study. *Occup Environ Med.* 2012;69(10):745-51.
39. Haag D. Compensatie voor asbestgerelateerde longkanker.