

# Een overzicht van risicopreferentiemethodieken

TPV 2024/19

## 1. Abstract

Door de Wet toekomst pensioenen (Wtp) is de interesse van pensioenuitvoerders in het bepalen van de risicohouding van deelnemers sterk toegenomen. Volgens de Wtp dienen uitvoerders namelijk hun beleggingsbeleid af te stemmen op de risicohouding van de deelnemers. De risicohouding bestaat uit risicovoorkeuren en risicodraagvlak. Wij bespreken vier veel gebruikte methoden om kwantitatief risicovoorkeuren te meten, geven aan hoe de risicovoorkeurparameter per deelnemer hieruit valt af te leiden en geven inzicht in enkele empirische uitkomsten van iedere methode. Dit artikel heeft niet als doel om een uitputtende vergelijking van methoden te geven, maar geeft informatie over hoe deze methoden gebruikt kunnen worden en bespreekt een aantal aandachtspunten.

## 2. Inleiding

De Wet toekomst pensioenen (Wtp) geeft aan dat pensioenuitvoerders tenminste elke vijf jaar de risicohouding van deelnemers moeten bepalen. Deze risicohouding dient vervolgens als input voor fondsspecifieke beleggingskeuzes. De risicohouding helpt om te bepalen of het beleggingsbeleid, en de toedeling van risico's en rendement, passend zijn bij de deelnemers en over leeftijdsgroepen.

De term **risicohouding** staat voor een combinatie van twee aspecten. Het eerste aspect is de **risicovoorkeur** (ook wel risicopreferentie genoemd): hoeveel risico **wil** men nemen? Het tweede aspect is het **risicodraagvlak** (ook wel risicocapaciteit genoemd): hoeveel risico **kan** men nemen? Deze twee aspecten zijn mogelijk gecorreleerd met elkaar. In dit artikel bespreken we risicovoorkeuren en methodes om deze kwantitatief te meten. Het meten komt voornamelijk neer door deelnemers afwegingen te laten maken tussen risico en rendement. We gaan niet in op risicodraagvlak noch het vormen van beleggingsbeleid op basis van de risicohouding.

Volgens het *Besluit toekomst pensioenen* heeft het risicopreferentieonderzoek een open norm waarin ten minste één parameter van relatieve risicoaversie moet worden bepaald (artikel 14v lid 1 Btp). Dit moet worden gedaan op basis van wetenschappelijke inzichten. Belangrijk is om op te merken dat de wetenschap meerdere methoden heeft ontwikkeld om risicovoorkeuren te meten en dat de wetgever de uitvoerder vrij laat in het kiezen van de methode. Deze veelvoud aan risicopreferentiemethodes zorgt zowel in de wetenschap als in de praktijk voor discussies: welke methode dient te worden gebruikt om de werkelijk-

ke relatieve risicoaversie te meten? In dit artikel geven wij informatie over een aantal veelgebruikte wetenschappelijk gevalideerde methoden om hun werking te verduidelijken.

Wij leggen per methode uit wat er van de deelnemer wordt verwacht en hoe uit de gemaakte keuzes een risicovoorkeurparameter kan worden geschat. De risicovoorkeur geeft aan hoe risicoavers (of omgekeerd geredeneerd, risicobereid) een individu is. Om de risicovoorkeuren te bepalen, maken we gebruik van het Expected Utility/Verwacht Nut model (Von Neumann & Morgenstern, 1944). Dit model wordt binnen de economie doorgaans als hét model gezien waarnaar iedere rationele consument zou moeten handelen bij keuzes aangaande risico.

Vervolgens geven we per methode een overzicht van de gemeten risicovoorkeuren aan de hand van verschillende onderzoeken in de literatuur. We richten ons hierbij voornamelijk op onderzoeken die zijn gedaan waarbij de context lijkt op die van pensioenen, dat wil zeggen, keuzes over grote bedragen en niet per se alleen studenten als participanten. Ten slotte bespreken we enkele zaken die van belang kunnen zijn bij het meten van risicovoorkeuren.

Het is niet ons doel om een allesomvattend overzicht te geven van alle methodes en nuances om risicovoorkeuren te meten, maar meer om inzichten te geven in enkele veelgebruikte methodes.<sup>2</sup>

## 3. Methodes om risicovoorkeuren te meten

Alvorens pensioenuitvoerders hun beleggingsbeleid kunnen afstemmen op de voorkeuren van hun deelnemers, zal de risicovoorkeurparameter van de deelnemers bepaald moeten worden. In de wetenschappelijke literatuur zijn hier verschillende methoden voor ontwikkeld. Voordat we deze methoden bespreken en uitleggen hoe ieder van deze methoden tot een schatting van risicovoorkeuren komt, bespreken we eerst wat er met risicovoorkeuren wordt bedoeld in de economische wetenschap.

### 3.1 Expected Utility

Pensioenuitvoerders houden beleggingsportefeuilles aan om rendement te behalen op de inleg van de deelnemers en daarmee aan de toekomstige betalingsverplichtingen te kunnen voldoen. Deze portefeuilles bevatten financiële producten waarvan de waarde fluctueert en die dus ook risico dragen. Om het beleggingsbeleid te kunnen optimaliseren voor de deelnemer, zal moeten worden bepaald hoe de deelnemer keuzes maakt wanneer uitkomsten onderhevig zijn aan risico.

<sup>1</sup> Dr. Jorgo T.G. Goossens, Radboud University Nijmegen, Tilburg University en Netspar. Dr. Martijn A. de Vries, Vrije Universiteit Amsterdam en Netspar.

<sup>2</sup> Voor wetenschappelijke artikelen die een overzicht geven van methodes om risicovoorkeuren te bepalen zie, bijvoorbeeld, Charness et al. (2013) of Crosetto en Filippin (2016).

Bij het maken van keuzes onder risico wordt in de economische literatuur veelal gebruik gemaakt van Expected Utility (Von Neumann & Morgenstern, 1944). Dit wil zeggen dat het totale verwachte “nut” (utility) dat een individu hecht aan een bepaald risicovol product de som is van het nut per mogelijke uitkomst vermenigvuldigd met de kans op deze uitkomst. Wij leggen dit uit aan de hand van het volgende voorbeeld. Neem een worp met een eerlijke munt die met 50% kans kop toont en met 50% munt. Stel dat je € 2000 ontvangt bij kop (‘slecht weer’-scenario) en € 3000 bij munt (‘goed weer’-scenario). We noemen deze risicovolle uitbetaling  $x$ . Het totale verwachte nut (EU-waarde) bereken je dan als volgt:

$$E[u(x)] = \frac{1}{2} * u(2000) + \frac{1}{2} * u(3000),$$

waarbij  $E[...]$  laat zien dat je een verwachting over de mogelijke uitkomsten berekent, en  $u(...)$  is de nutsfunctie (utility-functie).<sup>3</sup>

In de literatuur is de groep van “constant relative risk aversion” (CRRA)-functies leidend en deze wordt ook als zodanig door de wetgever genoemd. De kromming van deze nutsfunctie geeft aan of een persoon risicoavers, risiconutraal of risicozoekend is. Deze groep gebruikt als functionele vorm,

$$u(x) = \frac{x^{1-\gamma}}{1-\gamma}, \text{ voor } \gamma \neq 1, \text{ en } u(x) = \ln(x), \text{ voor } \gamma = 1,$$

waarbij de risicoaversieparameter ( $\gamma$ ) de sterkte van de risicovoorkeur weergeeft. Deze relatie leggen wij grafisch uit in Figuur 1.

Figuur 1 toont de kromming van de nutsfunctie. De kromming van deze nutsfunctie bepaalt de risicovoorkeur van een deelnemer. In risicopreferentieonderzoeken meten we deze kromming en daarmee de risicovoorkeuren. Wat bete-

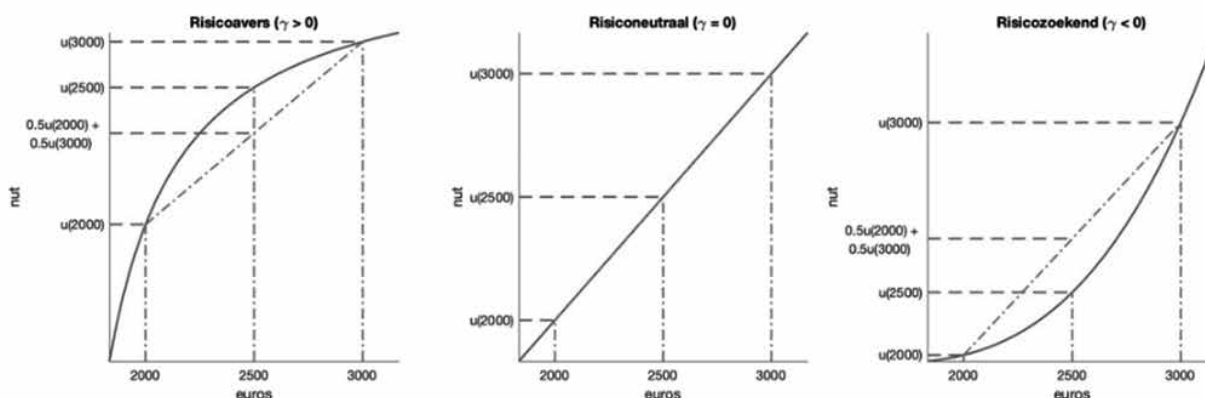
kent de kromming van de nutsfunctie voor de risicovoorkeur van het betreffende individu? Om deze relatie te illustreren, analyseren we de keuze tussen het eerdergenoemde 50/50-voorstel en een zekere uitbetaling gelijk aan de verwachte uitbetaling van datzelfde voorstel, namelijk € 2500. Onder de verwachte nutstheorie veronderstellen wij dat een individu altijd zijn verwachte nut wil maximaliseren.

In het linkerfiguur zien we de nutsfunctie van een risicoavers individu, te herkennen aan de concaviteit van de grafiek. De figuur toont dat het verwachte nut van de risicovolle optie, een gelijkgewogen gemiddelde van  $u(2000)$  en  $u(3000)$ , lager is dan het nut van de zekere uitbetaling,  $u(2500)$ . Een risicoavers individu zal daarom kiezen voor de zekere uitbetaling. Een risicoavers individu zal pas voor de risicovolle optie gaan wanneer het totale verwachte nut van de risicovolle optie hoger is dan het nut van de gegarandeerde optie. Daartoe zullen de uitbetalingen van de risicovolle optie dermate hoger moeten worden.

De middelste figuur toont de nutsfunctie van een risiconutraal individu. Voor deze nutsfunctie valt het verwachte nut van de risicovolle optie samen met dat van de gegarandeerde uitbetaling. Een risiconutraal individu zal in deze keuze dus aan beide opties evenveel nut hechten. Ten slotte volgt de nutsfunctie van het risicozoekende individu in de rechterfiguur. Hier toont de grafiek dat het verwachte nut van de risicovolle optie hoger is dan dat van de gegarandeerde uitbetaling. Het risicozoekende individu zal dus de voorkeur geven aan de risicovolle optie.

Figuur 1 toont ons hoe de nutsfunctie bepaalt wat de mate van risico is dat een individu wil nemen. Het voorbeeld laat zien dat de kromming, die wordt beschreven door  $\gamma$ , daadwerkelijk een mate van risicovoorkeur behelst.<sup>4</sup> Wanneer men dus beslissingen voor een individu maakt en dit

**Figuur 1: CRRA-nutsfunctie en een vergelijking tussen een risicovolle uitbetaling en een risicovrije uitbetaling voor de verschillende domeinen van risicovoorkeuren.**



3 In de nutstheorie wordt consumptie als variabele voor een nutsfunctie verondersteld, dat wil zeggen, een individu krijgt een bepaald nut van een bepaalde mate van consumptie. Om hieraan recht te doen wordt in de methoden altijd (expliciet dan wel impliciet) verondersteld dat iedere monetaire uitbetaling direct geconsumeerd wordt.

4 De relatieve risicoaversie van een nutsfunctie,  $u(x)$ , wordt bepaald door  $RRA = -xu''(x)/u'(x)$  waarbij  $u'(x)$  en  $u''(x)$  respectievelijk de eerste en tweede orde afgeleiden van  $u(x)$  zijn. Voor de nutsfunctie uit ons voorbeeld volgt  $RRA = \gamma$ , oftewel een constante. Hierdoor wordt de risicoaversie van deze nutsfunctie ook wel constante relatieve risicoaversie (CRRA) genoemd.

wil afstemmen met diens risicovoorkeur, is het dus belangrijk om te achterhalen wat de kromming van diens nutsfunctie is.

### 3.2 Methoden

In deze sectie beschrijven we vier verschillende risicopreferentiemethodes. Per methode beschrijven we hoe deze dient te worden toegepast en hoe er een schatting voor de risicoaversieparameter kan worden gemaakt. Ook tonen we per methode een visualisatie van de methodiek. De methodes die wij bespreken zijn: de single-choice list (Eckel en Grossman, 2002), de choice sequence (Barsky et al., 1997) en de distribution builder (Goldstein et al., 2008) omdat deze, naar ons beste weten, veelvuldig worden toegepast in de Nederlandse pensioensector. Tevens bespreken we ook de convex time budget-methode (Andreoni & Sprenger, 2012), omdat dit wetenschappelijk de meest recent ontwikkelde methode is.

In dit artikel geven wij een overzicht van risicopreferentiemethoden waarmee wij ons onderscheiden van eerdere toegepaste overzichten doordat wij per methode beschrijven hoe de risicoaversieparameter kwantitatief kan worden geschat en tevens geven wij een overzicht van geschatte risicoaversieparameters door middel van een beknopte meta-analyse. Een recent artikel dat een overzicht van methoden geeft, is van Bokern et al. (2021), waarin de auteurs zich op meer methodes richten dan wij maar daarbij voornamelijk de focus leggen op hoe risicovoorkeuren relateren aan daadwerkelijk gedrag.

#### 3.2.1 Single-choice list / Eckel en Grossman-methode

De 'single-choice list' (SCL) is ontwikkeld door Eckel & Grossman (2002). De methode is expliciet ontwikkeld als een simpele manier om risicovoorkeuren te meten, maar kan tegelijkertijd ook voldoende variatie in risicovoorkeuren meten (Charness et al., 2013). De methode vraagt deelnemers om één keuze te maken tussen zes mogelijke pensioenen. Een pensioen is gedefinieerd als risicovolle uitbetaling, waarbij het 'slecht weer'-scenario (lager pensioen) en het 'goed weer'-scenario (hoger pensioen) met 50% kans kunnen optreden (i.e., hetzelfde als bij een muntworp voor kop of munt).

Tabel 1 toont een mogelijke uitvraag die bij deze methode hoort. Deelnemers kiezen hun geprefereerde pensioen uit een set van zes geordende pensioenen. De ordening van de pensioenen is gekarakteriseerd door een toenemende verwachtingswaarde en ook een grotere standaarddevia-

tie (i.e., volatiliteit). Risicoaverse deelnemers zouden een pensioen moeten kiezen met een lage standaarddeviatie (Pensioenen 1 - 4). Risiconeutrale deelnemers zouden het pensioen moeten kiezen met een hoger rendement (Pensioenen 5). Risicozoekende deelnemers zouden Pensioen 6 moeten kiezen; Pensioen 6 heeft hetzelfde verwachte rendement als Pensioen 5, maar tegen een hoger risico.

Deze methode staat het toe om kwantitatief risicovoorkeuren te schatten. Het gekozen pensioen impliceert een interval voor de risicoaversieparameter, zoals getoond in Tabel 1. De intervallen worden gevonden door de waarde voor  $\gamma$  te berekenen die de deelnemer indifferent maakt tussen het gekozen pensioen en de twee aangrenzende pensioenen. Als we met  $c_S^i$  de consumptie noteren op basis van Pensioen  $i$  in slecht weer en met de  $c_G^i$  consumptie noteren op basis van Pensioen  $i$  in goed weer, dan zal een individuele deelnemer tijdens het beantwoorden van de vraag de volgende vergelijkingen oplossen:

$$\frac{1}{2} * u(c_S^i) + \frac{1}{2} * u(c_G^i) = \frac{1}{2} * u(c_S^{i+1}) + \frac{1}{2} * u(c_G^{i+1}) \text{ voor } i = 1, \dots, 5.$$

Dit identificeert voor elk van de zes pensioenen de CRRA-intervallen. Merk op dat variatie in de methode ontstaat door de pensioenbedragen te variëren en de kansen vast te houden. Desgewenst kan men er ook voor kiezen om kansen te variëren met vaste bedragen. Door andere bedragen te selecteren, of kansen, kunnen ook andere CRRA-intervallen worden bepaald.

#### 3.2.2 Choice sequence-methode

De 'choice sequence' (CS) methode is oorspronkelijk ontwikkeld door Barsky et al. (1997). Deze methode toont gelijkenissen met de Eckel en Grossman-methode. Een deelnemer maakt achtereenvolgens gefaseerd keuzes tussen twee pensioenen, in plaats van één keuze uit zes pensioenen die tegelijkertijd worden getoond. Een van de twee pensioenen is risicovrij, en het andere pensioen kent risico. Een pensioen is wederom gedefinieerd als een risicovolle uitbetaling: het 'slecht weer'-scenario (lager pensioen) en het 'goed weer'-scenario (hoger pensioen) treden met 50% kans op (i.e., hetzelfde als bij een muntworp voor kop of munt).

De originele CS-methode bestaat uit twee achtereenvolgende vragen. Binnen een pensioencontext, zou de eerste vraag kunnen luiden:

**Tabel 1: De Eckel en Grossman (2002)-methode. Originale bedragen opgeschaald met een factor 100.**

Keuze	Slecht weer 50%	Goed weer 50%	Verwachting	Volatiliteit	CRRA-interval
Pensioen 1	2800	2800	2800	0	$3.46 < \gamma$
Pensioen 2	2400	3600	3000	600	$1.16 < \gamma < 3.46$
Pensioen 3	2000	4400	3200	1200	$0.71 < \gamma < 1.16$
Pensioen 4	1600	5200	3400	1800	$0.50 < \gamma < 0.71$
Pensioen 5	1200	6000	3600	2400	$0 < \gamma < 0.50$
Pensioen 6	200	7000	3600	3400	$\gamma < 0$

Stel je moeten kiezen tussen een risicovrij pensioen van € 2800, of een pensioen met risico waarbij je 50% kans hebt op € 5600 en 50% kans hebt op € 1867. Welk pensioen kies je?

Als het antwoord op de eerste vraag “risicovrij pensioen” is, dan is de vervolgvraag:

Stel je moeten kiezen tussen een risicovrij pensioen van € 2800, of een pensioen met risico waarbij je 50% kans hebt op € 5600 en 50% kans hebt op € 2240. Welk pensioen kies je?

Als het antwoord op de eerste vraag “pensioen met risico” is, dan is de vervolgvraag:

Stel je moeten kiezen tussen een risicovrij pensioen van € 2800, of een pensioen met risico waarbij je 50% kans hebt op € 5600 en 50% kans hebt op € 1400. Welk pensioen kies je?

**Tabel 2: Vier domeinen voor risicovoorkeuren als uitkomst van de choice sequence methode.**

	Antwoord vraag 1	Antwoord vraag 2	CRRA-interval
I.	Risicovrij	Risicovrij	$3.76 < \gamma$
II.	Risicovrij	Met risico	$2 < \gamma < 3.76$
III.	Met risico	Risicovrij	$1 < \gamma < 2$
IIII.	Met risico	Met risico	$\gamma < 1$

Deze vragen scheiden de deelnemers in vier aparte risicoaversieparameter-intervallen, op basis van de antwoorden op de twee vragen, zie Tabel 2. Gedurende de vragenlijst wordt de risicoaversieparameter steeds nauwkeuriger gemeten doordat het CRRA-interval smaller wordt. Als we met de  $C$  consumptie noteren die volgt uit het risicovrije pensioen en met  $\lambda$  de fractie van het pensioen dat overblijft in slecht weer ten opzichte van het risicovrije pensioen, dan verkiest een deelnemer het pensioen met risico boven het risicovrije pensioen als:

$$\frac{1}{2} * u(2c) + \frac{1}{2} * u(\lambda c) \geq u(c).$$

Deze vergelijking identificeert de risicoaversieparameters  $\gamma$ , die horen bij de vier CRRA-intervallen. Desgewenst kan men meer (conditionele) vragen toevoegen, zodat risicoaversie over een smaller interval kan worden gemeten; ook kunnen kansen en bedragen worden aangepast, zodat andere CRRA-intervallen kunnen worden gebruikt. Er wordt dus via een binomiale boomstructuur gradueel een interval voor de risicoaversie bepaald.

### 3.2.3 Convex time budgets

De ‘convex time budget’ (CTB)-methode is recent ontwikkeld door Andreoni & Sprenger (2012), en toegepast in de pensioencontext door Potters et al. (2016) en Goossens, Riedl, et al. (2023).<sup>5</sup> Een belangrijk verschil met voorgaande methodes is dat in de CTB zowel risicovoorkeuren als tijdsvoorkeuren simultaan worden gemeten. In dit artikel

ligt onze focus op het meten van de risicovoorkeur, maar de methode staat het ook toe om simultaan kansenweging, geduld, en ‘present bias’ te meten. We baseren ons in dit artikel op de toegepaste methode van Goossens, Riedl, et al. (2023); dit is een verkorte versie van Andreoni & Sprenger (2012) om risicovoorkeuren en geduld simultaan te meten.

Deze methode vraagt deelnemers om een bedrag van  $m = € 10.000$  te verdelen tussen twee uitbetalingsmomenten: een vroege uitbetaling op tijdstip  $t$  en een late uitbetaling op tijdstip  $t+k$ . Zie Tabel 3 voor een voorbeeld van een vraag uit de CTB. Het vroege uitbetalingsmoment is altijd over één jaar (om mogelijke verstoring van ‘present bias’ te voorkomen), en het late uitbetalingsmoment is in het voorbeeld over tien jaar ( $k=10$ ). Deelnemers ontvangen een rendement  $r$  op de late uitbetalingen. De deelnemer kiest tussen vier waardebonnen:

**Tabel 3: Convex time budget vraag bij een verondersteld rendement van 60% over negen jaar.**

	Geldig over 1 jaar	Geldig over 10 jaar
Waardebon A	€ 10.000	€ 0
Waardebon B	€ 7.000	€ 4.800
Waardebon C	€ 3.000	€ 11.200
Waardebon D	€ 0	€ 16.000

In totaal beantwoordt een deelnemer zes van dergelijke vragen. Drie vragen hebben een laat uitbetalingsmoment over vijf jaar en drie vragen hebben een laat uitbetalingsmoment over tien jaar. Ook variëren de rendementen in elk van deze totaal zes vragen tussen de 0% en ongeveer 21% op jaarbasis. Tabel 4 geeft een overzicht van een gehele CTB-opzet. De gevoeligheid van de keuzes van een deelnemer naar de rendementen,  $r$ , identificeert de risicovoorkeur, en de gevoeligheid van een deelnemer naar de momenten van uitbetaling,  $t$  en  $k$ , identificeert geduld.

**Tabel 4: Overzicht van complete CTB met zes vragen, elk zoals weergegeven in Tabel 3.**

Vraag	$t$	$k$	$c_t$	$c_{t+k}$	$1+r$	Geannualiseerd (%)
1	1	10	10.000	10.000	1	0
2	1	10	10.000	16.000	1,6	4,81
3	1	10	10.000	26.000	2,6	10,03
4	1	5	10.000	10.000	1,6	0
5	1	5	10.000	16.000	1,6	9,86
6	1	5	10.000	26.000	2,6	21,06

De rendementen en uitbetalingen in onze opzet zijn risicovrij, maar kunnen ook met risico worden omgeven (bijvoorbeeld, om risicoaversie beter te identificeren of om kansenweging te kunnen meten). De bedragen moeten zodanig worden gekozen dat de waarde van de vroege uitbetaling en de verdisconteerde waarde van de late uitbetaling gelijk zijn aan het initiële bedrag van € 10.000.

<sup>5</sup> Ook vergelijken Goossens, Riedl et al. (2023) de CTB met SCL en CS per pensioendeelnemer.

Om de risicoaversieparameter te kunnen identificeren, wordt er een relatief eenvoudig econometrisch model geschat:<sup>6</sup>

$$\ln(c_t/c_{t+k}) = -(\ln \delta)/\gamma * k - (1/\gamma) * \ln(1+r).$$

Deze vergelijking toont aan dat de risicoaversieparameter wordt geïdentificeerd door de persoonlijke sensitiviteit naar de rendementen  $r$ , en dat het geduld wordt geïdentificeerd door de persoonlijke sensitiviteit in de tijdsduur  $k$ . De vergelijking kan gemakkelijk worden geschat met standaard regressietechnieken, zoals bijvoorbeeld *Ordinary Least Squares* (OLS), als men een error-term toevoegt.

Merk op dat in onze CTB-opzet, en ook in de originele opzet van Andreoni & Sprenger (2012), de identificatie van risicovoorkeuren verloopt via de *Elasticity of Intertemporal Substitution* (EIS). Met andere woorden, de identificatie wordt gedaan door voorkeuren te vragen over consumptiespreiding, dat wil zeggen, zijn schommelingen in het consumptiepad acceptabel voor een deelnemer. Dit is dus in contrast met de voorgaande besproken methodes die risicovoorkeuren identificeren via onzekerheid over goed weer- en slecht weer-scenario's. Omdat we werken met een CRRA-nutsfunctie is de risicoaversieparameter gelijk aan de inverse van de EIS, dus kunnen we de gewenste CRRA-parameter ook vinden met deze CTB-methode.

Binnen een pensioencontext lijkt het wenselijk om de CTB te gebruiken, omdat rekening gehouden moet worden met lange horizonnen, waardoor tijdsvoorkeuren en consumptiespreiding ook van belang zijn om zuiver risicovoorkeuren te kunnen meten. Het is tevens mogelijk in de CTB-methode om rekening te houden met het persoonlijke inkomen van een deelnemer door deze additief mee te nemen in de nutsfunctie; in onze opzet hebben we gemakshalve het inkomen van deelnemers op (dichtbij) nul verondersteld.

### 3.2.4 Distribution Builder (DB)

De 'distribution builder' (DB)-methode is ontwikkeld door Sharpe et al. (2000) en toegepast door Goldstein et al. (2008) in de pensioencontext in de V.S. en door Dellaert et al. (2016) in de Nederlandse pensioencontext. "De Distribution Builder is een tool gebruikt binnen marketingonderzoek om CRRA-parameters te schatten" (Goldstein et al., 2008). De DB kan ook verliesaversie meten, en deelnemers informeren over referentiepunten en minimuminkomens. We baseren ons in dit artikel op de originele methode van Sharpe et al. (2000) en Goldstein et al. (2008), en we bespreken hoe risicoaversie kan worden gemeten.

Figuur 2 op p. 25 toont het beslissingsscherm van de DB. Specifiek toont het een reeds ingevuld risicopreferentie-onderzoek; dat wil zeggen dat de deelnemer al een kansverdeling van haar pensioen heeft gemaakt. Hoe wordt deze kansverdeling van een pensioen gemaakt? Op de verticale as staan de vervangingsratio's, gedefinieerd als pensioeninkomen t.o.v. pre-pensioeninkomen, gerangschikt van 0% tot 200%. Onder in het scherm staan 100 blokjes; de deelnemer verplaatst deze blokjes om zo een kansverdeling van vervangingsratio's te construeren tegen de linker verticale as. De deelnemer plaats de blokjes in een kansverdeling van vervangingsratio's naar haar eigen voorkeuren. In het figuur heeft de deelnemer de meeste blokjes, te weten negentien, geplaatst bij een vervangingsratio van 75%. In elk blokje staat een persoon afgebeeld: de deelnemer wordt geïnformeerd, voorafgaand aan het invullen van deze methode, dat één van deze blokjes haar pensioen representeert. Als de deelnemer klaar is, dan drukt ze op de "Done/Klaar" knop en verdwijnen er willekeurig 99 blokjes zodat er één blokje overblijft wat haar pensioen representeert. Dit simuleert een trekking uit de kansverdeling met de behorende vervangingsratio die de deelnemer zal hebben tijdens haar pensioen. In het voorbeeld, weergegeven in Figuur 2, heeft de deelnemer ervoor gekozen om een kans van 19/100 te hebben dat zij een pensioen ontvangt ter hoogte van een vervangingsratio van 75% en voor een kans van 1/100 op een pensioen ter hoogte van een vervangingsratio van 135%.

Net als bij de CTB-methode krijgt de deelnemer een initieel budget  $m$ ; de geconstrueerde kansverdeling moet aan dit budget voldoen. Het budget wordt weergegeven door de "Cost/Kosten meter". Blokjes die boven in de verdeling worden geplaatst bij hogere vervangingsratio's hebben hogere kosten, en blokjes die onder in de verdeling worden geplaatst bij lagere vervangingsratio's hebben lagere kosten. Dit resulteert in de klassieke afweging tussen risico en rendement om risicovoorkeuren te kunnen identificeren.

Om de risicoaversieparameter te kunnen meten, schatten we een klein econometrisch model, net als bij de CTB-methode:<sup>7</sup>

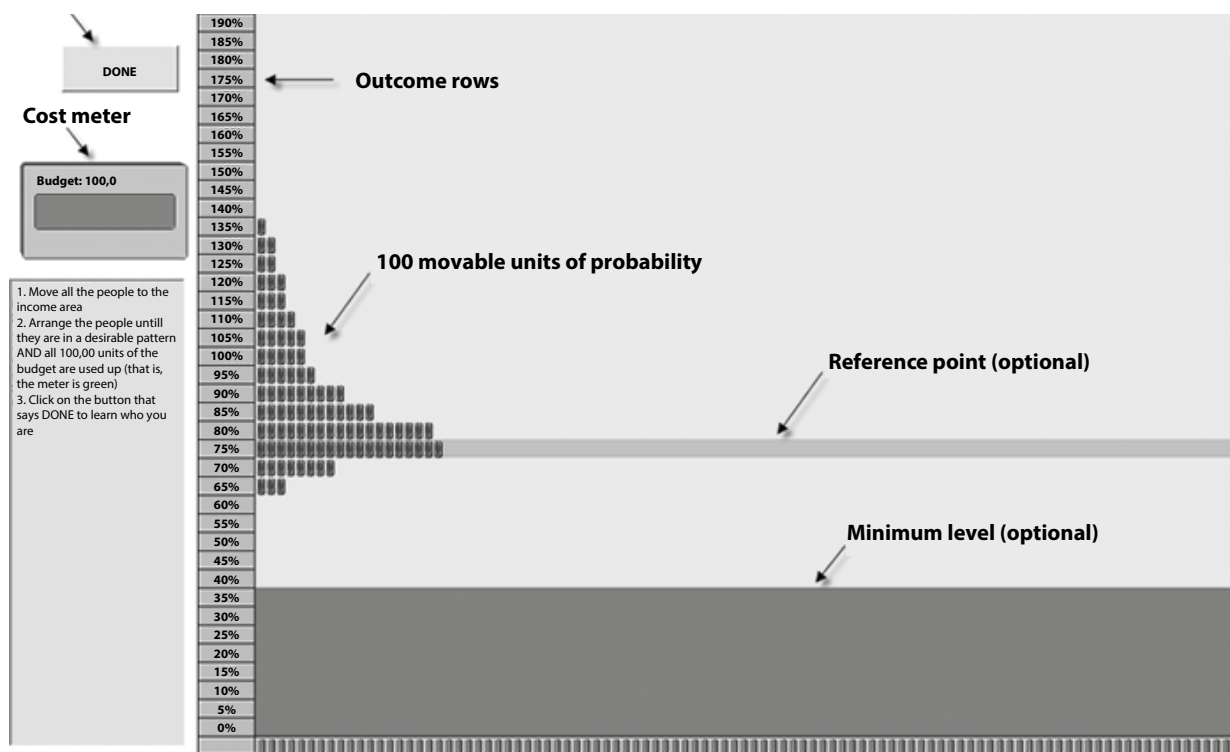
$$\ln(c_i) = C - 1/\gamma \ln(k_i)$$

Deze vergelijking toont aan dat de risicoaversieparameter  $\gamma$  wordt geïdentificeerd door de sensitiviteit naar de kosten om een bepaald consumptieniveau, ofwel vervangingsratio, te realiseren, en  $C$  is een constante. De vergelijking kan opnieuw gemakkelijk worden geschat met standaard regressietechnieken.

6 Naast onze aanname over de CRRA-nutsfunctie veronderstellen we ook dat een deelnemer tijdsconsistent handelt, dat wil zeggen, een deelnemer houdt zich vast aan de plannen die zij zich heeft voorgenomen (dit heet ook wel exponentieel verdisconteren). Tijdens het beantwoorden van de CTB-vragen maximaliseert de deelnemer haar nut over de consumptie die ze ontleent aan het vroege uitbetaalmoment  $c_t$  en de consumptie die ze ontleent aan het late uitbetaalmoment  $c_{t+k}$ ,  $\delta^t u(c_t) + \delta^{t+k} u(c_{t+k})$ , met de conditie dat de bedragen van de betaalmomenten gelijk zijn aan het initiële bedrag  $c_t + c_{t+k}/(1+r) = m$ . Dit probleem kan eenvoudig worden opgelost door de eerste-ordevoorwaarde op te stellen en vervolgens op te lossen, wat uiteindelijk de gegeven vergelijking oplevert.

7 Tijdens het construeren van de kansverdeling in de DB maximaliseert de deelnemer haar nut over de consumptie  $c_i$  die ze kan realiseren uit de vervangingsratio's  $\sum_{i=1}^{100} p_i u(c_i)$ , waarbij  $p_i = 1/100$  voor elke  $i$ , met de conditie dat de kosten  $k_i$  om consumptie, ofwel vervangingsratio,  $c_i$  te realiseren optellen tot het initiële budget  $m$ ,  $\sum_{i=1}^{100} c_i k_i = m$ . Dit probleem kan eenvoudig worden opgelost, wat uiteindelijk de gegeven vergelijking oplevert.

**Figuur 2: De interface voor de Distribution builder (Goldstein et al., 2008).**



**4. Bevindingen in de literatuur voor risicopreferentieonderzoeken**

We hebben vier methoden behandeld waarmee risico-voorkeuren gemeten kunnen worden. Nu geven we een literatuuroverzicht van gemeten risicoaversieparameters op basis van de vier methodes. Het doel van deze meta-analyse is om te bestuderen in hoeverre risicoaversieparameters afhangen van de methode en om een kwantitatieve richtlijn te geven voor de risicoaversieparameters per methode. We sluiten deze sectie af met enkele aandachtspunten die van invloed kunnen zijn op de uitkomsten van risicopreferentieonderzoeken.

**4.1 Meta-analyse**

De besproken risicopreferentiemethodes trachten allemaal om de werkelijke latente risicoaversieparameter te meten. We geven in Tabel 5 op p. 26 een beknopt en selectief overzicht van de gemiddelde gemeten risicoaversieparameter per risicopreferentiemethode. In onze literatuurstudie richten we ons (daar waar beschikbaar) op het financiële- of pensioendomein, waarbij (daar waar beschikbaar) grote bedragen worden gebruikt. We vinden dat de SCL-methode gemiddeld een  $\gamma$  meet rond 1, de CS-methode meet gemiddeld een rond 3, de CTB-methode meet gemiddeld een rond 0,5, en de DB-methode meet gemiddeld een rond 9. Goossens et al. (2023) passen in het pensioendomein, door middel van een within-subject design, de SCL, CS en CTB-methodes toe en meten gemiddelde risicoaversieparameters van respectievelijk 3,21, 8,74 en 0,39.

Deze resultaten laten zien dat het niveau van risicoaversieparameters per methode kan verschillen. Dit wordt de “risk elicitation puzzle” genoemd (Pedroni et al., 2017). Verschillende risicopreferentiemethodieken leiden per individu, en ook op geaggregeerd niveau, tot verschillende gemeten risicoaversieparameters. Met andere woorden, de gemeten risicovoorkeuren van individuen blijken afhankelijk te zijn van de gebruikte methode. Er is nog geen eenduidige verklaring noch oplossing binnen de wetenschap voor deze puzzel (Holzmeister & Stefan, 2021). De huidige consensus binnen de literatuur, op basis van deze bevindingen, is echter wel om meerdere risicopreferentiemethodieken toe te passen per individu en niet slechts te bouwen op één risicopreferentiemethode (Pedroni et al., 2017).

**4.2 Aandachtspunten bij een risicopreferentieonderzoek**

Naast de genoemde “risk elicitation puzzle” zijn er nog enkele andere aandachtspunten op zijn plaats bij het uitvoeren van een risicopreferentieonderzoek.

Allereerst zijn risicovoorkeuren instabiel over de tijd (Schildberg-Hörisch, 2018). De instabiliteit van voorkeuren over de tijd kan drie redenen hebben. Ten eerste is er een levensloop-effect: individuen worden risicoaverser naarmate ze ouder worden. Ten tweede kunnen er tijdelijke, maar voorspelbare, schommelingen in risicovoorkeuren optreden door bijvoorbeeld emoties en stress. Ten derde kan er een blijvende verandering in de risicovoorkeuren optreden als er een grote exogene schok plaatsvindt, zoals een financiële crisis of een (natuur)ramp. Een conclusie vanuit de litera-

**Tabel 5: Overzicht van methoden om risicovoorkeuren uit te vragen en de uitkomsten; a: voor methoden waar intervallen worden gemeten, nemen wij de waarden op de bounds waar de intervallen open zijn. Dispersie wordt weergegeven door het 25<sup>ste</sup> en 75<sup>ste</sup> percentiel; b: we baseren ons op geaggregeerde schattingen. Waar meerdere specificaties worden gegeven, kiezen wij voor de uitkomsten die qua specificatie het meest in lijn zijn met de andere artikelen.**

Methode	Artikel	Populatie	Domein	Bedragen	Gamma (dispersie)
Single-choice list (Eckel & Grossman, 2002)	Dave et al. (2010)	Canadese burgers	Financieel	CAD 2-70	Mean: 1,13 Median 0,94 (0,61, 0,94) <sup>a</sup>
	Reynaud & Couture (2012)	Franse boeren	Financieel	€ 20-1870	Mean: 0,88 Median: 1,17 (0,55, 1,37) <sup>a</sup>
Choice sequence (Barsky et al., 1997)	Barsky et al. (1997)	Volwassen in de V.S., 51-61 jaar	Financieel	Inkomen over de levensloop	Mean: 2,99 Median: 3,76 (2,88, 3,76) <sup>a</sup>
	Graham et al. (2013)	CEO's/CFO's	Financieel	Inkomen over de levensloop	<3,76 voor 90,2% van de populatie
Convex Time Budgets (Andreoni & Sprenger, 2012)	Balakrishnan et al. (2020)	Volwassen in Kenia	Financieel	\$ 4-6	Puntschatting: 0,62 (Standaardfout: 0,03) <sup>b</sup>
	Potters et al. (2016)	Studenten	Pensioen	€ 1000	Puntschatting: 0,11 (Standaardfout: 0,02) <sup>b</sup>
Distribution Builder (Goldstein et al., 2008)	Goldstein et al. (2008)	Burgers in de V.S.	Pensioen	Vervangingsratio's, 0-200% van individueel pensioeninkomen	Mean: 9,0 Median: 6,1

tuur is dan ook om risicovoorkeuren op meerdere momenten in de tijd te meten (Schildberg-Hörisch, 2018).

Ten tweede zijn er naast expected utility ook andere alternatieve economische concepten die een bron kunnen zijn voor risicoaversie (O'Donoghue & Somerville, 2018). Twee alternatieve bronnen voor risicoaversie komen uit de vooruitzichttheorie (Kahneman & Tversky, 1979): verliesaversie en kansenweging. Voor wat betreft verliesaversie: individuen hebben de neiging om in winsten en verliezen te denken in plaats van totaal vermogen, en verliezen komen harder binnen dan winsten van gelijke grootte. Voor wat betreft kansenweging: individuen gebruiken veelal eigen subjectieve kansen in plaats van de objectieve daadwerkelijke kansen. Om zuiver risicovoorkeuren te meten, dienen deze alternatieve bronnen goed te worden gescheiden van risicoaversie, dan wel te worden geminimaliseerd, in een risicopreferentieonderzoek.

Tenslotte zijn risicovoorkeuren context-afhankelijk (O'Donoghue & Somerville, 2018), en blijkt risicoaversie het hoogst in het pensioendomein (Van Rooij et al., 2007). Veel voorgaand onderzoek naar risicovoorkeuren is gedaan met studentenpopulaties, kleine bedragen (om te kunnen incentiveren), en korte horizonzen. Om risicovoorkeuren van pensioendeelnemers te meten, en in perspectief te plaatsen, is het dus wenselijk om gebruik te maken van daadwerkelijke pensioendeelnemers, grote bedragen en langere horizonzen.

Samenvattend, er zijn nog uitdagingen met betrekking tot het doen van risicopreferentieonderzoeken. Risicoaversieparameters variëren per methode, tijdstip en context.

Maar hier kunnen we ook mee omgaan door meerdere methodes te gebruiken, door op meerdere tijdstippen te meten en door een pensioencontext te gebruiken met grote bedragen en lange horizonzen. Het is wenselijk om andere potentiële bronnen van risicoaversie te minimaliseren in risicopreferentieonderzoeken; hierbij bieden ook de FRAME-criteria van de AFM handvatten. Op het gebied van risicopreferentieonderzoeken lopen wetenschap en praktijk momenteel hand in hand.

## 5. Conclusie

In dit artikel hebben we een overzicht gegeven van veelgebruikte risicopreferentiemethodieken. Specifiek beschrijven we hoe vier methodes werken, door middel van visualisaties, en hoe hiermee kwantitatief de CRRR-risicoaversieparameter kan worden gemeten. Om duidelijk te maken wat dit precies inhoudt, en wat we dus trachten te meten in risicopreferentieonderzoeken, hebben we ook een beschrijving gegeven van de expected utility-theorie. Voor elk van de methodes hebben we een beknopte meta-analyse gedaan om inzichten te bieden in waardes van risicoaversieparameters die in de wetenschappelijke literatuur worden gevonden. Ten slotte hebben we enkele aandachtspunten besproken die van belang zijn bij het doen van een risicopreferentieonderzoek. Merk op dat vanuit de wet risicovoorkeuren en risicodraagvlak niet de enige ingrediënten zijn om de risicohouding vast te stellen, maar dat ook deelnemerskenmerken en wetenschappelijke inzichten mogen worden gebruikt.

## 6. References

- Andreoni, J. & C. Sprenger (2012). "Estimating time preferences from convex budgets". *American Economic Review* 102.7, pp. 3333–3356.
- Balakrishnan, U., Haushofer, J. & Jakiela, P. "How soon is now? Evidence of present bias from convex time budget experiments". *Experimental Economics* 23, 294–321 (2020).
- Balter, A., N. Schweizer & R. van den Goorbergh (2024). "De invloed van onzekerheid in risicopreferentie en risicocapaciteit op levenslopinvesteringen". *Netspar Industry Paper* 237.
- Barsky, R. B., Juster, F. T., Kimball, M.S., & Shapiro, M. D. (1997). Preference parameters and behavioral "heterogeneity: An experimental approach in the health and retirement study." *Quarterly Journal of Economics*, 112(2), 537-579.
- Bokern, P., Linde, J., Riedl, A., Schmeets, H. & Werner, P. (2021). "A survey of risk preference measures and their relation to field behavior." *Netspar Survey Paper*, 58.
- Charness, G., Gneezy, U. & Imas, A. (2013). "Experimental methods: Eliciting risk preferences." *Journal of Economic Behavior & Organization*, 87:43–51.
- Cheung, S.L. "Eliciting utility curvature in time preference". *Experimental Economics*, 23, 493–525 (2020).
- Crosetto, P. & Filippin, A. (2016). "A theoretical and experimental appraisal of four risk elicitation methods." *Experimental Economics*, 19, 613–641.
- Dave, C., Eckel, C. C., Johnson, C. A. & Rojas, C. (2010). "Eliciting risk preferences: When is simple better?" *Journal of Risk and Uncertainty*, 41, 219–243.
- Dellaert, Benedict, Bas Donkers, Marc Turlings, Tom Steenkamp & Ed Vermeulen (2016). "Naar een nieuwe aanpak voor risicoprofielmeting voor deelnemers in pensioenregelingen." *Netspar Industry Paper* 49.
- Eckel, C. & P. Grossman (2002). "Sex differences and statistical stereotyping in attitudes toward financial risk". *Evolution and Human Behavior*, 23.4, pp. 281–295.
- Goldstein, D. G., Johnson, E. J. & Sharpe, W. F. (2008). "Choosing outcomes versus choosing products: Consumer-focused retirement investment advice." *Journal of Consumer Research*, 35(3), 440–456.
- Goossens, J., M. Knoef & R. van Ooijen (2023). "Risicohouding". *Netspar Board Brief* 04.
- Graham, John, R. Campbell & R. Harvey, Manju Puri (2013). "Managerial attitudes and corporate actions", *Journal of Financial Economics*, Volume 109, Issue 1, pp. 103-121
- Hackethal, A., M. Kirchler, C. Laudenbach, M. Razen & A. Weber (2022). "On the role of monetary incentives in risk preference elicitation experiments". *Journal of Risk and Uncertainty*, pp. 637–648.
- Holzmeister, F. & M. Stefan (2021). "The risk elicitation puzzle revisited: Across-methods (in)consistency?" *Experimental Economics* 24, pp. 593–616.
- Imai, T., T. Rutter, & C. Camerer (2020). "Meta-Analysis of Present-Bias Estimation using Convex Time Budgets". *Economic Journal* 131.636, pp. 1788–1814
- Kahneman, Daniel & Amos Tversky. 1979. "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk." *Econometrica*, 47(2): 263–92.
- O'Donoghue, Ted & Jason Somerville. 2018. "Modeling Risk Aversion in Economics." *Journal of Economic Perspectives*, 32 (2): 91-114.
- Potters, J., A. Riedl & P. Smeets (2016). "Towards a practical and scientifically sound tool for measuring time and risk preferences in pension savings decisions". *Netspar Industry Paper* 59.
- Reynaud, A. & Couture, S. (2012). "Stability of risk preference measures: results from a field experiment on French farmers." *Theory Decision*, 73, 203–221.
- Van Rooij, Maarten C.J., Clemens J.M. Kool & Henriëtte M. Prast. "Risk-return preferences in the pension domain: Are people able to choose?", *Journal of Public Economics*, Volume 91, Issues 3–4, 2007, pp. 701-722.
- Schildberg-Hörisch, H. (2018). "Are Risk Preferences Stable?" *Journal of Economic Perspectives*, 32.2, pp. 135–154.
- Sharpe, William F., Daniel G. Goldstein & Phil W. Blythe (2000). "The Distribution Builder: A Tool for Inferring Investor Preferences," Working paper.
- Von Neumann, J. & O. Morgenstern, 1944, *Theory of Games and Economic Behavior*. Princeton, NJ: Princeton University Press.