

# Nieuwe risico-indicatoren voor Nederlands vastgoed

In dit artikel presenteren wij twee nieuwe risico-indicatoren voor commercieel vastgoed tijdens het verkoopproces. Het eerste risico (longitudinaal) heeft betrekking op het feit dat prijzen kunnen veranderen tussen het tijdstip van op de markt zetten na een (des)investeringsbesluit, en het tijdstip van het daadwerkelijk verkopen van een pand. Het tweede risico (idiosyncratisch) heeft betrekking op het feit dat het moeilijk is om de 'juiste' verkoopprijs te vinden doordat er bijvoorbeeld weinig marktinformatie aanwezig is (transactie 'ruis'). Wij schatten onze risico-indicatoren voor Amsterdam, Utrecht, Den Haag en Rotterdam.

Willem Vlaming, Peter van Gool, Alex Van de Minne

## INLEIDING

Nieuwe methodologieën en de opkomst van 'big data' hebben ervoor gezorgd dat het steeds beter mogelijk is om de prijsontwikkeling van commercieel vastgoed in beeld te brengen. Zo brengt Real Capital Analytics (RCA) per kwartaal vastgoedprijsindexen uit voor 15 verschillende landen, waaronder voor Nederland en de regio Amsterdam.<sup>1</sup> In dit artikel zijn wij geïnteresseerd in wat wij beschouwen als de logische vervolgstap op het in kaart brengen van de prijsontwikkeling: *wat is het risico van het investeren in direct vastgoed in Nederland?* Het meten van risico is van groot belang voor vastgoedinvesteerders en beleidsmakers, die zo beter investeringsbeslissingen kunnen nemen en (macro)risico's kunnen monitoren. Hierbij speelt dat het investeren in direct vastgoed andere risico's kent dan bijvoorbeeld het investeren in courante effecten, zoals beursgenoteerde aandelen en obligaties. In dit artikel focussen wij op (1) het *longitudinaal* risico en (2) het *idiosyncratisch* risico gedurende het proces van koop of verkoop. Deze risico's brengen wij in kaart voor commercieel vastgoed in de vier grote steden in de Randstad. De modellen kunnen ook eenvoudig toegepast worden op andere vastgoedmarkten in eventueel vervolgonderzoek. Wij kijken alleen naar de prijsontwikkeling en niet naar de huurinkomsten. Het grootste risico bij direct vastgoed komt immers tot uitdrukking in waardeveranderingen (Geltner &

Mei, 1995). Wij kijken hier dus naar andere risico's dan waar gebruikelijk naar wordt gekeken, namelijk het risico gemeten als de standaarddeviatie van de totale rendementen over een bepaalde periode in het verleden. De conclusie van dit onderzoek is dat de risico's nogal veranderen door de tijd heen. In de grote steden in de Randstad zijn de risico's stabielere dan in de kleinere steden in deze regio en de risico's lopen met name rond de omslagpunten in de vastgoedcyclus sterk op.

## LONGITUDINAAL VERSUS IDIOSYNCRATISCH RISICO

Risico is een containerbegrip dat vele (sub)definities kent.<sup>2</sup> Het beleggen in vastgoed kent vele risico's, waarvan enkele verschillen van risico's bij andere vermogenstitels. Zoals gezegd focussen wij ons in dit artikel op (1) het *longitudinaal* risico en (2) het *idiosyncratisch* risico gedurende het proces van koop of verkoop.

Longitudinaal risico zegt iets over hoe moeilijk het is om te voorspellen hoe een bepaalde markt (bijvoorbeeld de beleggingsmarkt voor kantoren in Amsterdam) zich ontwikkelt in de toekomst. Longitudinaal betekent letterlijk overlangs of in de lengterichting. Dit risico speelt bij alle beleggingsvormen. Bij direct vastgoed komt daar nog extra risico bij, want met de aan- of verkoop van direct vastgoed is in de regel veel tijd gemoeid. De koper of verkoper zal voor die transactietijd een ver-

wachting over de prijsontwikkeling in zijn of haar overwegingen meenemen. Bijvoorbeeld bij een besluit tot verkoop van een object zal de verkoper een verwachting over de prijsontwikkeling meenemen voor de periode voor het verkoopproces. Bij beursgenoteerde transacties is dit veel minder het geval, want na het geven van een digitale verkoopopdracht is de feitelijke verkoop in de regel een paar seconden later, waardoor de koersen meestal niet significant veranderen, buitengewone omstandigheden daargelaten. Bij direct onroerend goed gaat het niet om seconden, maar over maanden, een periode waarin veel kan wijzigen.

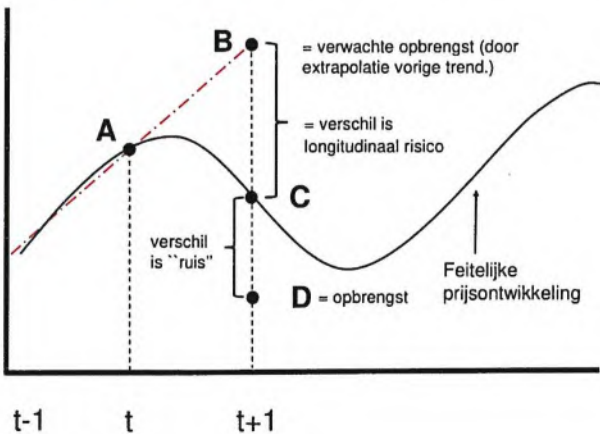
Idiosyncratisch risico wordt ook wel 'ruis' genoemd (of 'noise' in het Engels). Een idiosyncrasie is een eigenaardigheid, een typische eigenschap of een karaktertrek van een zaak of persoon. In vastgoed heeft dit vaak betrekking op de hoge mate van heterogeniteit van de verhandelde objecten. Ruis in prijzen zorgt ervoor dat beleggers te veel voor een pand kunnen betalen, of het voor te weinig verkopen. Hierbij is 'te veel' en 'te weinig' gemeten ten opzichte van de marktprijzen. Dit kan dus enorme gevolgen hebben voor het rendement van de belegger. Ruis ontstaat als er, bijvoorbeeld door gebrek aan marktinformatie, sprake is van imperfecte markten waardoor er prijzen tot stand komen die niet marktconform zijn. Ruis bestaat praktisch niet in de aandelenmarkt aangezien die markt heel transparant is en het transactievolume

groot. Idiosyncratisch risico is erg typisch voor direct vastgoed, en hier is weinig literatuur over beschikbaar.<sup>3</sup> Als laatste moet worden opgemerkt dat je door middel van diversificatie het risico van ruis kunt reduceren, al is het de vraag hoe goed (vooral kleinere) beleggers hiertoe in staat zijn. Dit geldt niet voor het longitudinale risico.

HET MODEL - DE THEORIE

Het rekenmodel dat hierna wordt behandeld is gebaseerd op de volgende gedachten en veronderstellingen. Wij beschrijven hier een verkoopproces, al geldt het evenzo voor een aankoopproces. Bij direct vastgoed schatten wij het verschil tussen de verwachte verkoopprijs op het moment van het verkoopbesluit en de feitelijke verkoopprijs op het moment van het bereiken van prijsovereenstemming. In figuur (1) is dat de afstand tussen B en D. Hierbij veronderstellen wij dat op het moment van het nemen van de verkoopbeslissing op tijdstip t de belegger in kwestie uitgaat van de marktwaarde van het vastgoed op dat moment (waarde A). De verkoper zal zich beroepen op een taxatiewaarde en in dit onderzoek nemen wij aan dat deze overeenkomt met de feitelijke marktwaarde. Bij het nemen van de verkoopbeslissing zal de verkoper een verwachting vormen van de te realiseren prijs (B) op het moment (t+1) van het bereiken van een prijsovereenstemming bij de verkoop. Hierbij is in het model verondersteld dat de verkoper zich zal baseren

FIGUUR 1 ► THEORETISCHE WEERGAVE VAN ONS REKENMODEL



Beslissing om te verkopen wordt op tijdstip t gemaakt. De transactie vindt plaats op tijdstip t+1 voor prijs D.

op de prijsontwikkeling in de vorige periode (de periode  $t-1$  tot  $t$ ). Die ontwikkeling trekt de verkoper dus als het ware door naar de toekomst. Maar bij de feitelijke verkoop op tijdstip  $t+1$  wordt in dit voorbeeld slechts prijs  $D$  behaald. Het verschil tussen de verwachte prijs  $B$  en de gerealiseerde prijs  $D$  is ontstaan door:

1) verkeerde verwachtingen over de marktontwikkeling (de afstand  $B-C$ ; het longitudinaal risico gedurende het proces van verkoop), 2) 'ruis' in de zin van een verkoop tegen een niet marktconforme prijs, bijvoorbeeld doordat de verkoper of zijn makelaar niet goed heeft onderhandeld ('sophistication' van buyers/sellers). Dit betreft de afstand  $C-D$ ; het idiosyncratisch risico en 3) de mogelijkheid dat de verwachting op het moment  $t$  over de mogelijk te behalen verkoopprijs niet marktconform was. Dit kan veroorzaakt zijn door een verkeerde taxatie van de marktwaarde (de taxatie kan bijvoorbeeld gebaseerd zijn op waardes van voor  $t$ ). Hierbij kan een gebrek aan markt informatie een rol hebben gespeeld.

Bij het modelleren van het verschil tussen de verwachte opbrengst en de feitelijke opbrengst veronderstellen wij het volgende.

- Bij het bepalen van de verwachte opbrengst op het 'verkoopbesluitmoment'  $t$  (dus over de prijsverandering van  $A$  naar  $B$  in de figuur) wordt uitgegaan van de prijsontwikkeling in het kwartaal voor het nemen van de verkoopbeslissing, die door de verkoper wordt geëxtrapoleerd. Daarbij wordt aangenomen dat deze voorspelling een standaardfout heeft die een normale distributie volgt, waarbij die standaardfout variërend over de tijd is, afhankelijk van de volatiliteit van de reeks, voortschrijdend gemeten. Er is dus een toevalsbeweging ('random walk') op een voortschrijdende ontwikkeling gemodelleerd.
- Voor het meten van de ruis gaan wij uit van een 'herhaalde verkopen index' voor commercieel vastgoed in een bepaalde markt. Daarbij kijken wij simpelweg naar de verdeling van daadwerkelijke transactiepreizen rond de verwachte transactiepreizen, gedeeld door twee.

De verwachte transactiepreizen worden berekend door de indexontwikkeling 'op te tellen' bij de aankoopprijs van een pand. Het feit dat wij door twee delen, is omdat er zowel 'ruis' kan zijn rond de aankoopprijs als rond de verkoopprijs. In andere woorden, wij weten niet of de 'fout' is gemaakt door 'verkeerd' aan te kopen of door niet-marktconform te verkopen. Daarom verdelen wij deze 'fout' gelijkmatig over de twee preizen

## HET MODEL - DE WISKUNDE

De basis van ons model zijn indexreeksen die zijn bepaald met een herhaalde verkopen model (HVM, of 'repeat sales' in het Engels). Dit model is afkomstig van Bailey et al. (1963) en is later uitgebreid door Case & Shiller (1987);

$$p_{it} = \mu_t + \delta_t + \varepsilon_{it}$$

waarbij  $p$  (log) transactiepreizen zijn, met subscript  $i$  voor individuele panden en  $t$  voor het kwartaal waarin het pand is verkocht. Parameter  $\mu$  is in het standaardmodel een set aan tijdsdummies. De geschatte waardes van deze tijdsdummies geven het (log) index-niveau per kwartaal aan. Parameter  $\delta$  betreft dummies per transactiepaar. Deze dummies controleren het model voor alle karakteristieken van het verhandelde pand en de omgeving waarin het pand staat, zoals vierkante meters en nabijheid tot het centrum. Deze karakteristieken dienen constant over tijd te zijn. In het filteren van de data worden daarom paren van transacties gediskwalificeerd als er een verandering aan het gebouw heeft plaatsgevonden. Het laatste element van de HVM ( $\varepsilon$ , het residu) is van bijzonder belang voor ons, aangezien de distributie hiervan de mate van 'ruis' aangeeft. Wij gaan ervan uit dat gemiddeld gezien het residu ( $\varepsilon$ ) nul is, en dat deze een normale distributie volgt (immers, wij nemen de log van transactiepreizen) met standaardfout  $\sigma_{\varepsilon_t}$ . De standaardfout varieert dus over tijd, zie subscript  $t$ . Wij gaan ervan uit dat deze een toevalsbeweging volgt. In andere woorden, de standaardfout van de residuen blijven ongeveer hetzelfde van een kwartaal naar het volgende. Hoeveel de standaardfout van de

residuen kan veranderen hangt af van de eigen variantie van de betreffende parameter, ook geschat uit de data. Een meer gedetailleerde uitleg van deze procedure wordt uitgelegd in Cvijanovic et al. (2020).<sup>4</sup>

Een nadeel is dat er tussen de aan- en verkoop van een pand onderhoud (*Operating en Capital Expenditures*) gepleegd kan worden en dat wij dit niet observeren in de data. Over het algemeen is dit niet heel erg, omdat voor elk pand dat relatief goed onderhouden is, er ook een pand zal zijn dat relatief slecht onderhouden is. Echter, voor het HVM is dit wel degelijk een probleem. Hoeveel 'beter' of 'slechter' onderhoud je pleegt is namelijk een functie van hoeveel jaren er tussen de aan- en verkoop zit. Immers, als een investeerder een pand voor slechts 2 jaar aanhoudt, kan de impact van regulier onderhoud niet erg groot zijn. Panden die echter langer worden aangehouden hebben dit probleem wel. Dit is een nadeel voor HVM, aangezien er in het begin van de data, alleen panden met een relatief korte tijd tussen aan- en verkoop zit. Dit kan een groot effect op de geschatte ruis hebben, zeker in de beginperiode van ons onderzoek. Case & Shiller (1987) lossen dit op door panden met een langere tijd tussen aan- en verkoop minder gewicht te geven in de regressie-analyse. Wij lossen dit op door de ruis ( $\sigma_{t,e}$ ) te vermenigvuldigen met de (log) jaren tussen aan- en verkoop en een parameter. Deze parameter laten we verder buiten beschouwing in dit artikel, maar deze is altijd (significant) positief. Dit houdt in dat panden met langere tijd tussen aan- en verkoop inderdaad meer ruis hebben, doordat er grotere verschillen kunnen ontstaan door cumulatief niet geobserveerd onderhoud.

Om het longitudinale risico te meten moeten wij ook een voorspellingsprocedure in het HVM model krijgen. Dit doen wij door een Bayesiaanse structuur op de tijdreeks  $\mu$  te leggen;

$$p_{it} = \mu_t + \frac{(\mu_t - \mu_{t-n})}{n} + \omega_t$$

Op elk tijdstip  $t$  gaan wij er vanuit dat de verkopende partij verwacht dat de prijs in de volgende periode ( $\mu_{t+1}$ ), het prijsniveau van nu is ( $\mu_t$ ), plus de gemiddelde prijsstijging van de voorgaande  $n$  periodes ( $\frac{(\mu_t - \mu_{t-n})}{n}$ ). In dit onderzoek zetten wij  $n$  op twee kwartalen, al zijn de conclusies vergelijkbaar met  $n$  op één of drie kwartalen.

Om het longitudinale risico te meten kijken wij vervolgens naar de spreiding van het longitudinaal residu  $\omega$ . De verwachting van het residu is (wederom) nul en de spreiding is verondersteld normaal verdeeld te zijn met standaardfout  $\sigma_{t,\omega}$ . Ook hierbij geldt dat deze standaardfout een toevalsbeweging volgt, met zijn eigen parameter die de grootte van de beweging per periode meet.

Kort samengevat, het idiosyncratische risico wordt gemeten door de spreiding van het verschil tussen de verwachte transactiepreisen en de daadwerkelijke transactiepreisen ( $\sigma_{t,e}$ ), terwijl het longitudinale risico gemeten wordt door de spreiding tussen het verschil van de verwachte prijsverandering en de daadwerkelijke prijsverandering ( $\sigma_{t,\omega}$ ).

Dit soort 'state-space' modellen zijn te complex en niet-lineair om geschat te worden met klassieke regressietechnieken. Wij gebruiken daarom een Bayesiaanse procedure die staat omschreven in het artikel van Hofman & Gelman (2014), de zogenoemde No-U-Turn-Sampler (NUTS). Dit algoritme is eerder op vastgoed toegepast, zie Van de Minne et al. (2020) en Van Dijk et al. (2020).

## DATA

Voor dit onderzoek maken wij gebruik van transactiedata voor de Randstadregio van Real Capital Analytics (RCA). RCA is een wereldwijde leverancier van transactiedata voor commercieel vastgoed. De dekking in Nederland start in 2007 en RCA streeft naar een complete dekking voor transacties vanaf €5 miljoen.<sup>5</sup> Voor het schatten van een herhaalde verkoopmodel maken wij alleen gebruik van vastgoed dat minimaal twee keer is verkocht.

TABEL 1 ► OVERZICHT VAN TRANSACTIEDATA

|                |                         | Randstad     | Amsterdam    | Rotterdam    | Utrecht      | Den Haag     |
|----------------|-------------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| Totaal # paren |                         | 427          | 213          | 74           | 72           | 68           |
| Kantoren       | # paren                 | 329          | 180          | 50           | 46           | 53           |
|                | Gemiddelde prijs        | € 24.703.650 | € 25.665.431 | € 31.689.549 | € 13.114.716 | € 24.905.071 |
|                | Gemiddelde grootte (m²) | 11.128       | 10.028       | 15.623       | 9.014        | 12.458       |
| Winkels        | # paren                 | 38           | 12           | 7            | 13           | 6            |
|                | Gemiddelde prijs        | € 21.632.131 | € 29.496.806 | € 26.600.428 | € 9.283.789  | € 26.861.176 |
|                | Gemiddelde grootte (m²) | 11.435       | 7.479        | 9.878        | 5.347        | 34.353       |
| Industrieel    | # paren                 | 60           | 21           | 17           | 13           | 9            |
|                | Gemiddelde prijs        | € 8.597.643  | € 10.295.051 | € 7.750.184  | € 8.352.857  | € 6.591.361  |
|                | Gemiddelde grootte (m²) | 12.340       | 11.448       | 14.551       | 13.941       | 7.933        |

Wij schatten prijsindexen en risico-indicatoren voor de Randstad als geheel, alsmede voor vier individuele markten, namelijk voor Amsterdam, Rotterdam, Utrecht en Den Haag. Voor het schatten van deze prijsindexen kijken wij naar kantoren, winkels en industrieel vastgoed. Over de periode 2007 tot oktober 2020 hebben wij in totaal de beschikking over 427 herhaalde verkopen, ook wel paren genoemd. Het gros hiervan zijn transacties van kantoren. Tabel 1 geeft een weergave van de verdeling over de markten en de types vastgoed. In elke markt bestaat de index voornamelijk uit kantoortransacties. De gemiddelde prijzen en groottes zijn redelijk vergelijkbaar al zijn de Utrechtse kantoren en winkels iets kleiner en daarmee goedkoper dan het gemiddelde in de Randstad.

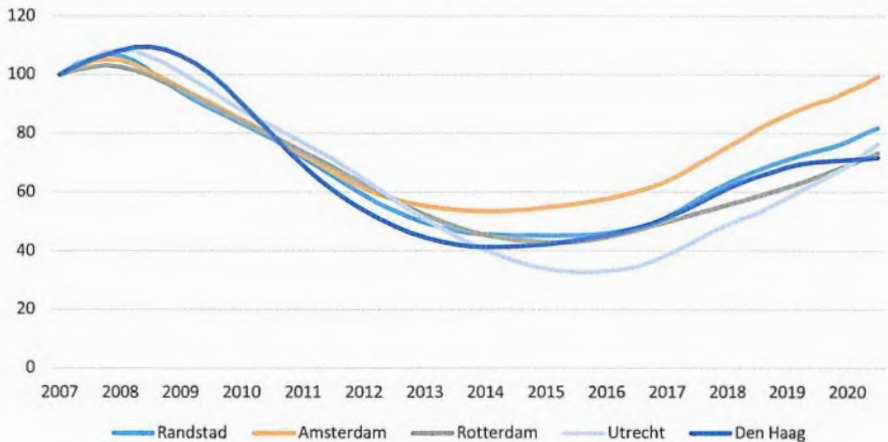
RESULTATEN

Wij bespreken hier de resultaten van onze analyse gebaseerd op de prijsindexen; het longitudinaal risico en de ‘ruis’ (het idiosyncratisch risico) los van elkaar.

Prijsindexen

Figuur 2 geeft de geschatte prijsindexen weer. Over het algemeen volgen de indexen een patroon dat wereldwijd herkenbaar is. Prijzen daalden tijdens de crisis en krabbelden daarna weer op. Toch zijn er ook enkele opmerkelijke observaties. Ten eerste vindt het herstel in de Randstad na de crisis veel later plaats dan in andere landen, vooral in vergelijking met de Verenigde Staten. Een tweede opmerkelijke observatie is de hoge mate van samenhang tussen de prijsontwikkeling in de verschillende

FIGUUR 2 ► PRIJSINDEXEN PER KWARTAAL MET STARTWAARDE 100, 2007 TOT OKTOBER 2020



steden in de Randstad. Enige samenhang is altijd wel te verwachten aangezien vastgoedprijzen min of meer gelijkmatig worden beïnvloed door veranderingen in rentestanden en daaruit volgende disconteringsvoeten. Echter, huurprijsontwikkelingen en andere factoren kunnen van stad tot stad verschillen en kunnen in beginsel tot verschillende ontwikkelingen in transactiepreizen leiden. Maar in de Randstad is daarvan geen sprake. Alleen Amsterdam en Utrecht wijken qua prijsontwikkeling van tijd tot tijd af.

### Longitudinaal risico

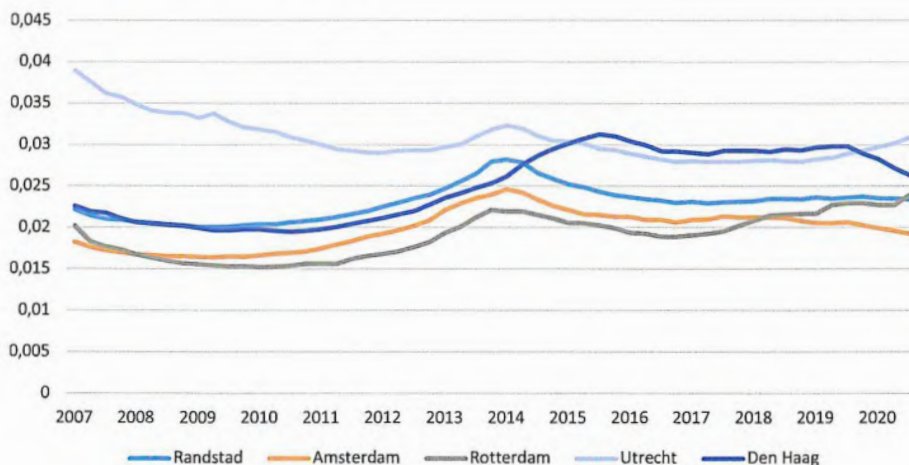
Figuur 3 geeft het longitudinaal risico weer in de geanalyseerde steden. De correlatie tussen de verschillende steden is aanzienlijk afgenomen over de periode. De gemiddelde correlatie tussen de prijsontwikkeling is 0.90, maar de gemiddelde correlatie tussen het longitudinaal risico is slechts 0.50. Over het algemeen hebben Amsterdam en Rotterdam de meest voorspelbare prijsontwikkeling gehad tussen 2007 en 2020. Oftewel, deze steden hebben het minste longitudinaal risico. Utrecht heeft het meeste longitudinale risico volgens onze model-schattingen. Over het algemeen zien we dat in het begin (2007) het risico dalen in alle markten, daarna gaat het weer stijgen en vervolgens 'piekt' het rond 2014 (Den Haag 1 jaar later). Deze piek is niet geheel onlogisch, aangezien er toen een omslagpunt in de prijsontwikkeling plaats vond (van negatief naar po-

sitief). Dit soort omslagpunten zijn moeilijk te voorspellen. Het longitudinale risico daalde dus ook nadat prijzen begonnen te dalen in 2007. Dit klinkt allicht vreemd (laag risico als prijzen dalen), maar dit maakte de vastgoedmarkt meer voorspelbaar. Dit is gelijk aan weinig risicovol volgens onze definitie. Na 2016 is het longitudinale risico vrij constant voor alle markten.

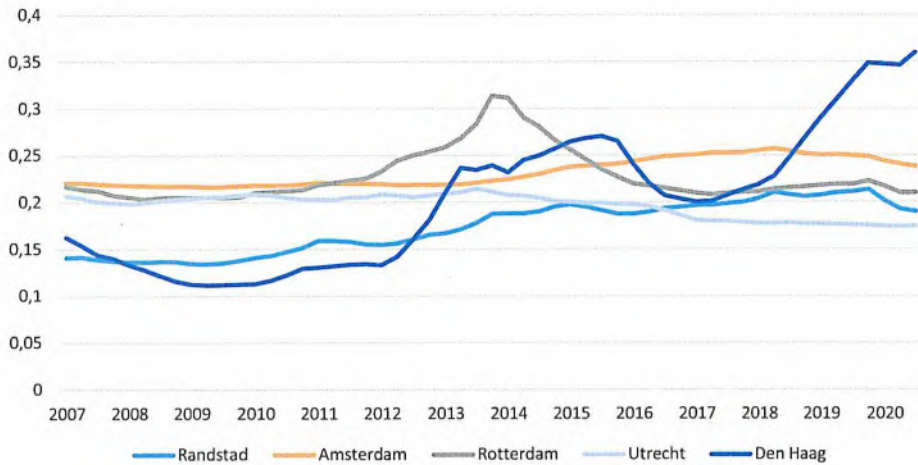
### Idiosyncratisch risico

Figuur 4 geeft het variërende idiosyncratische risico (de 'ruis') weer. Die bestaat zoals gezegd uit het totaal effect van het niet uitgaan van marktconforme informatie bij een (des)investeringsbeslissing en het kopen of verkopen tegen een niet-marktconforme prijs. De correlatie tussen de steden is nog lager dan de correlatie van het longitudinaal risico: gemiddeld 0.16. Ook zien wij dat de ruis in Amsterdam vrij constant is gebleven. Dit kan verklaard worden uit het feit dat Amsterdam al van oudsher een internationale markt is geweest met relatief veel betrouwbare marktinformatie. Met andere woorden, er is in de beschouwde periode niet veel veranderd op het terrein van transparantie en daarmee is de mate van informatieasymmetrie ook constant gebleven. Tegelijkertijd moet ook erkend worden dat het niveau van de ruis relatief hoog is in Amsterdam. Dit zien wij vaker in grote steden in de wereld, zoals bijvoorbeeld in Los Angeles in de Verenigde Staten. Dit wordt veroorzaakt door het feit dat

FIGUUR 3 ► LONGITUDINAAL RISICO



FIGUUR 4 ► IDIOSYNCRATISCH RISICO



grote steden meestal meerdere (kantoren)centra hebben met eigen ontwikkelingen die het gemiddelde beeld vertroebelen. Kleinere steden, zoals Utrecht, bieden minder diversiteit. Dus ondanks dat er minder transacties zijn in Utrecht, zijn de transacties die er zijn meteen heel relevant voor overige panden in de stad. In Amsterdam geeft een transactie in Sloterdijk weinig informatie voor een taxatie of een transactie van een pand op de Zuidas, en vice versa. In Den Haag is de ruis gestegen. Klaarblijkelijk is de informatie-asymmetrie met de tijd toegenomen. We zien ook een kortstondige piek in ruis in 2014 (rond het omslagpunt in de prijsontwikkeling) in zowel Den Haag als Rotterdam. In beide markten heeft het omslagpunt dus ook gezorgd voor stijgende ruis. Dit kan gebeuren doordat investeerders 'de kat uit de boom' kijken en daardoor conservatiever worden in hun reserveringsprijzen (zowel kopers als verkopers). Doordat de koper en verkoper andere verwachtingen hebben kan er een grotere spreiding komen in de uiteindelijke transactieprizen ('ruis'). Ter vergelijking: de gemiddelde ruis met hetzelfde model voor Amerikaanse steden is rond de 14% in 2020. De Nederlandse steden zitten daar dus iets boven.

CONCLUSIE

Door de bredere beschikbaarheid van data over commercieel vastgoed wordt het steeds beter mo-

gelijk trends te kwantificeren. Na de introductie van prijsindexen is een logische vervolgstap het beter in kaart brengen van risico's. Direct onroerend goed kent andere risico's dan courante op de beurs genoteerde effecten. Het erkennen en meten van risico is van groot belang voor vastgoedinvesteerders, die zo betere beslissingen kunnen nemen, en voor beleidsmakers die (macro) risico's monitoren. Dit zijn andere risico's dan de veelgebruikte maatstaf voor risico gebaseerd op de standaarddeviatie van de totale rendementen over een bepaalde periode in het verleden. Deze klassieke indicatoren van risico uit de financiële wereld schieten tekort in het beschrijven van risico in het commercieel vastgoed. Wij kijken hier in het bijzonder naar het (1) het longitudinaal risico en (2) het idiosyncratisch risico gedurende het proces van koop of verkoop van direct vastgoed. Deze risico's brengen wij in kaart voor de vier grote steden in Nederland.

Het longitudinaal risico geeft het risico van een investering door de tijd heen; hoe groot is de variatie in mogelijke uitkomsten van een investering. Vaak wordt dit risico gemeten door de standaarddeviatie van de historische rendementen in een markt. In dit onderzoek schatten wij dit risico variërend over tijd, aangezien het longitudinaal risico niet stabiel is gedurende een cyclus. Onze resultaten laten zien dat in de Randstad dit type risico het grootst is rond

omslagpunten in de vastgoedbeleggingsmarkt. In deze periodes wordt de markt gekenmerkt door onzekerheid en is het verwachte rendement het meest onzeker.

Het tweede type risico dat is geïntroduceerd in dit onderzoek is het idiosyncratisch risico. Dit type risico is minder bekend omdat het niet of nauwelijks voorkomt op de effectenmarkt. Het beschrijft het risico dat de belegger in direct vastgoed loopt vanwege de mogelijkheid dat hij niet marktconform besluiten neemt en handelt, bijvoorbeeld doordat hij uitgaat van niet-marktconforme taxaties of niet

goed onderhandelt. Dit risico wordt ook wel ruis genoemd en varieert tevens over tijd. In Amsterdam varieert dit risico het minst. Dit kan worden verklaard door het feit dat deze markt al vroeg internationaal ('volwassen') en transparant is geworden. Maar in Amsterdam is dit risico ook relatief hoog. Dit komt omdat er sprake is van een grote diversiteit van types vastgoed, waardoor de 'overall' prijsindex van deze stad minder zegt over transactieprijzen van overige panden in de stad. De introductie van de genoemde twee specifieke risico-indicatoren geeft nieuwe mogelijkheden om investeringen in direct commercieel vastgoed te analyseren.

#### OVER DE AUTEURS

**Willem Vlaming** is werkzaam bij de analytics afdeling van Real Capital Analytics, en is AIO aan de Universiteit van Amsterdam.

**Peter van Gool** is hoogleraar vastgoedeconomie aan de UvA en de ASRE en voorzitter van de centrale raad van de NRVt.

**Alex van de Minne** is assistent professor aan de University of Connecticut.

## VOETNOTEN

- 1 RCA gebruikt dezelfde herhaalde verkooptechniek voor al deze markten. De methodologie is omschreven in Van de Minne et al. (2020).
- 2 Bijvoorbeeld, is recentelijk (gebruikmakende van dezelfde RCA data) een slag geslagen met het in beeld brengen van liquiditeitsrisico (Van Dijk et al. 2020). Liquiditeitsrisico vertelt ons hoe eenvoudig het is om een vastgoedobject te kopen of verkopen.
- 3 Wel is er veel literatuur over taxatieon nauwkeurigheid, waarbij onderzoek is gedaan naar verschillen tussen verkoopprijzen en daaraan voorafgaande taxaties. Zie bijvoorbeeld Geltner et al. (2013), pagina 266.
- 4 In werkelijkheid nemen we de verschillen op van de HVM. Hierdoor kunnen we de dummy matrix  $\delta$  weglaten van de vergelijking hetgeen het schatten eenvoudiger maakt, zie ook Baily, Muth en Nourse (1968). Het maakt voor de schattingen niets uit.
- 5 RCA verzamelt en verwerkt informatie van lokale datapartners, makelaars, publieke bronnen enz. Meer informatie is beschikbaar via <https://www.rcanalytics.com/our-data/data-process/>

## LITERATUUR

- Bailey, M.J., Muth, R.F. en Nourse, H.O. (1963). A regression method for real estate price index construction. *Journal of the American Statistical Association*, 58(304), pp. 933-942.
- Case, K. E, en Shiller, R.J., (1987). Prices of single family homes since 1970: New indexes for four cities, *New England Economic Review* 45-56.
- Cvijanovic, D., Milcheva, S. en Van de Minne, A.M. (2020). "The Billionaires Club": Impact of Institutional Investors on Real Estate Risk. *RERI working paper*.
- Geltner, D. en Mei, J. (1995). The present value model with time-varying discount rates: Implications for commercial property valuation and investment decisions. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 11(2), pp. 119-135.
- Van Dijk, D.W., Geltner, D.M. en Van de Minne, A.M. (2020). The dynamics of liquidity in commercial property markets: Revisiting supply and demand indexes in real estate. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, pp. 1-34.
- Hoffman, M.D. en Gelman, A. (2014). The No-U-Turn sampler: adaptively setting path lengths in Hamiltonian Monte Carlo. *Journal of Machine Learning Research*, 15(1), pp. 1593-1623.
- Van de Minne, A., Francke, M., Geltner, D. en White, R. (2020). Using revisions as a measure of price index quality in repeat-sales models. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 60(4), pp. 514- 553.