

# Het effect van de moord op Theo van Gogh op huizenprijzen in Amsterdam

*Pieter Gautier, Arjen Siegmann en Aico van Vuuren*

De moord op filmmaker en columnist Theo van Gogh door Mohammed B. op 2 november 2004 had een grote impact in Nederland. In de eerste twee weken na de moord verschenen meer dan vierduizend unieke krantenartikelen over dit onderwerp.<sup>1</sup> De vraag die we in dit artikel willen beantwoorden is of de moord en de daarop volgende publiciteit een meetbaar effect heeft gehad op de woningmarktprijzen in Amsterdam. We zijn geïnteresseerd in de ontwikkeling van de vraagprijzen op Funda in Amsterdamse wijken met meer (type I) en minder (type II) dan vijftientig procent eerste en tweede generatie Turkse en Marokkaanse migranten. We vergelijken de prijsontwikkeling in type I wijken met die in type II wijken: voor en na de moord. Dit is de zogenaamde hedonische marktmethod, zie Rosen (1974). We gebruiken deze specifieke nationaliteiten omdat we geen informatie hebben over afkomst uit andere landen waar de islam de belangrijkste godsdienst is. Deze beperking is nauwelijks restrictief omdat veruit de meeste moslimmigranten uit deze twee landen komen. Indonesische immigranten nemen we niet mee omdat deze groep niet geconcentreerd is in bepaalde wijken en meestal niet met moslims geassocieerd wordt.

We vinden dat het jaar na de moord het verschil in huizenprijzen tussen type II buurten en type I buurten significant toenam. Voor de moord leken huizenprijzen in de type I buurten iets in te lopen op de type II buurten. Zelfs als we veronderstellen dat dit inhaalproces na de

---

<sup>1</sup> Ook de internationale pers besteedde veel aandacht aan de moord. Zie voor een recent voorbeeld Kramer (2006) in de New Yorker.

moord niet zou doorgaan, vinden we dat de huisprijzen in type I buurten relatief met 1,3 procent daalden. Na tien maanden was het effect het grootst. Het verschil was toen opgelopen tot 5,3 procent als we aannemen dat de trend in huizenprijzen in type I wijken hetzelfde zou zijn gebleven indien de moord niet had plaatsgevonden. Een conservatieve schatting van het effect is drie procent, waarbij we aannemen dat de trend in type I wijken gelijk zou zijn geweest aan de trend in de type II wijken voor de moord als de moord niet zou hebben plaatsgevonden. De gemiddelde verkoopprijs in type I wijken is ruim 175.000 euro, dus dit komt neer op 5250 euro voor de conservatieve schatting. Aangezien huisprijzen door een combinatie van consumptie-, investering- en speculatiemotieven gedreven worden, interpreteren we de daling niet als een verandering van de houding bij de kopers maar meer als een verandering van de houding ten aanzien van moslims in het algemeen. In de Telegraaf van 9 februari 2006 stond een artikel over een vrouw die met succes haar OZB had verlaagd van 204 duizend naar 169 duizend euro omdat ze in de buurt woonde waar Theo van Gogh vermoord was.<sup>2</sup> Ten onrechte blijkt uit ons onderzoek. Wij vinden namelijk geen effect voor deze specifieke buurt. Bewoners van type I wijken zouden meer aanspraak kunnen maken op een dergelijke korting.

De prijsdaling in type I buurten kan als een negatieve externaliteit gezien worden omdat de huiseigenaren in deze buurten niets met de moord te maken hebben. We hebben ook gekeken of er in Rotterdam soortgelijke effecten optraden. Er bleek daar ook een daling te hebben plaatsgevonden maar het effect is niet statistisch significant. Tot slot blijkt er geen verschil te bestaan tussen type I en II buurten in de duur dat het huis te koop stond.

Naast de Fundagegevens gebruiken we ook informatie van het Kadaster om de daadwerkelijke verkoopprijs te achterhalen. De correlatie tussen de laatst bekende vraagprijs op Funda en de werkelijke verkoopprijs is 0,99 en gemiddeld ligt de verkoopprijs vier procent onder de laatste vraagprijs. Voor de type I wijken hebben we via het Kadaster ook informatie gevraagd over de vorige woonplaats van de kopers en de nieuwe woonplaats van de verkopers en hun namen. Deze informatie gebrui-

2 <http://www.tiscali.nl/content/article/nopme/495492.htm>

ken we vervolgens om te onderzoeken of er compositieveranderingen in type I buurten plaatsvonden. We vinden dat ongeveer 95 procent van de kopers en verkopers in type I wijken niet van Turkse of Marokkaanse afkomst is. De prijsveranderingen worden dus veroorzaakt door Nederlandse kopers en verkopers. We vinden tevens dat de segregatie toenam: de fractie Turkse of Marokkaanse kopers in type I wijken nam significant toe en het aantal verkopers nam af na de moord.

Inmiddels bestaat er een behoorlijke literatuur die de kosten van terrorisme en conflicten in kaart probeert te brengen. Abadie en Gardeazabal (2003) vinden aanzienlijke effecten van het Baskische conflict. Ze kijken naar bnp en aandelenmarkten voor en na het 'staakt het vuren' verdrag uit 1988. Enders en Sandler (1991) en Fleischer en Buccola (2002) onderzoeken het effect van terrorisme op toerisme en vinden gemengd bewijs. Dermisi en Abadie (2006) laten zien dat de 11 september gebeurtenissen nog steeds een negatief effect hebben op de kantoorprijzen in wolkenkrabbers in Chicago. Eckstein en Tsiddon (2004) beargumenteren dat het conflict met de Palestijnen zowel de levensverwachting als het bnp in Israel verlaagt. Dat laatste komt door de enorme defensieuitgaven die elders productiever hadden kunnen worden besteed. Uit het overzichtsartikel van Frey, Luechinger en Stutzer (2006) blijkt dat er geen andere studies zijn die de impact van terrorisme meten met de hedonische marktbenadering die wij gebruiken.

Tot slot menen we dat onze analyse ook interessant is voor degenen die de werking van de huizenmarkt in het algemeen willen begrijpen. We gaan in op de volgende vragen. Hoe snel reageren verkopers en kopers op schokken? Zijn er leereffecten? Neemt de kans dat een huis verkocht wordt af naarmate het langer op Funda staat?

In de volgende paragraaf bespreken we kort onze data. In paragraaf 2 presenteren we onze schattingen en in paragraaf 3 onderzoeken we hoe gevoelig onze resultaten zijn voor de gemaakte veronderstellingen. In paragraaf 4 kijken we naar een aantal uitbreidingen en we sluiten af met conclusies in paragraaf 5.

## 1 Data

We gebruiken huizengegevens van de Fundawebsite ([www.funda.nl](http://www.funda.nl)). Funda is opgericht door de Nederlandse vereniging van makelaren (NVM), en bevat de gegevens van alle huizen die bij NVM-makelaars te koop staan. Funda heeft daarmee een marktaandeel van zeventig procent van alle te koop aangeboden huizen in Nederland. Voor de regio Amsterdam staan op Funda gemiddeld 3700 huizen te koop. Vanaf week 6 van 2004 hebben we wekelijks voor elk huis op Funda het adres, de postcode, de vraagprijs, oppervlakte en een korte omschrijving gedownload. De gebruikte data in dit artikel eindigt in week 42 van 2005 (de moord was ongeveer een jaar eerder, week 45 van 2004). In totaal hebben we daarmee ruim 328.000 observaties van ruim 20.000 verschillende huizen. Tabel I bevat de belangrijkste karakteristieken.

We combineren onze gegevens met informatie van de dienst onderzoek en statistiek van Amsterdam op buurtniveau. In totaal zijn er negentig buurten in Amsterdam met ongeveer 8000 inwoners per buurt. Van deze buurten zijn er 12 van het type I en 78 van het type II. We zien dat huizen in type I buurten gemiddeld kleiner en goedkoper zijn en dat het gemiddelde inko-

Tabel 1 Algemene karakteristieken

	Alle buurten (90)		Type I buurten (12)		Type II buurten (78)	
	N	Gemiddelde	N	Gemiddelde	N	Gemiddelde
Funda prijs	20.148	290.487	2.497	175.32	17.651	306.721
Appartement (procent)	20.48	82 procent	2.497	93 procent	17.651	84 procent
Oppervlakte woning (m2)	20.48	97,54	2.497	74.74	17.651	100,70
Oppervlakte perceel (m2)	6.57	106.84	817	89.00	5740	109,71
Weken te koop	20.48	20,36	2.278	20.83	17.651	20.16
Inkomen	90	4,46	12	16.480	78	21,037
Criminaliteit (delicten per inwoner)	90	0.148	12	0.087	78	0.157

men in type I wijken lager is dan in type II wijken. Huizen staan gemiddeld even lang te koop in type I als in type II wijken. Criminaliteit is hoger in type II wijken omdat de meeste delicten in de toeristische gebieden in het Centrum plaatsvinden. Daarnaast gebruiken we gegevens van het Kadaster om de werkelijke verkoopprijs te achterhalen en om te onderzoeken waar de kopers vandaan kwamen en waar de verkopers heengingen.

## 2 Resultaten

Om de effecten van de moord op Theo van Gogh op huizenprijzen te schatten, kijken we naar de gemiddelde vraagprijs per buurt. Definieer  $p_{jt}$  als de gemiddelde (log) huizenprijs in buurt  $j$  in week  $t$ . We schatten de volgende vergelijking:

$$(1) \quad p_{jt} = \alpha + \beta'x_{jt} + v_j + \mu(t) + \lambda(t)d_j + \varepsilon_{jt},$$

waarbij  $\alpha$  een constante is,  $x_{jt}$  is een vector met buurtkarakteristieken zoals de gemiddelde woningoppervlakte en de fractie appartementen,  $v$  is een buurt vast effect,  $\mu(t)$  is een algemene trend en  $\lambda(t)$  is een specifieke trend voor type I buurten. We modelleren de trends in dit artikel lineair ( $T$ ) maar we vinden vergelijkbare resultaten als we tijdsdummies of een hogere orde polynoom nemen. Tot slot is  $\varepsilon_{jt}$  de stochastische storingsterm.

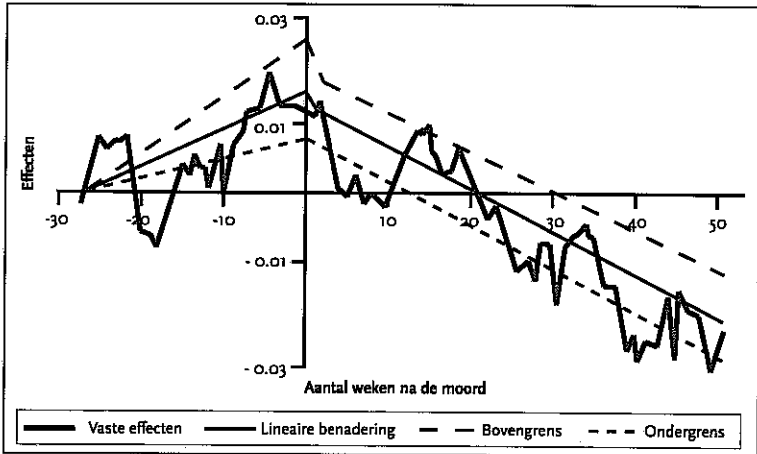
De specificatie in (1) is een standaard panel schatting met buurt en tijd 'vaste effecten' (voor en na de moord) waarbij we corrigeren voor de geobserveerde kenmerken en niet-geobserveerde buurteffecten voor zover constant in de tijd. Tabel 2 en Figuur 1 vatten onze belangrijkste resultaten samen.

Tabel 2 Schattingen

'Differences-in-differences' schattingen		
	Model 1	Model 2
Constante *100	-1.13 (0.20)	-0.30 (0.38)
T *100		-0.13 (0.02)
R <sup>2</sup>	0.83	

Standaardfouten tussen haakjes.

Figuur 1 Amsterdamse huizenprijzen voor en na de moord op Theo van Gogh (in procent)



Tabel 2 laat zien dat de huizenprijzen in type I buurten met gemiddeld ruim 1,1 procent (2275 euro) achterbleven bij type II buurten na de moord. Het opnemen van een lineaire trend (model 2) geeft een geschatte daling per week van gemiddeld 0,13 procent. Dit betekent dat het verschil na veertig weken oploopt tot 5,33 procent of ruim 9000 euro. Dit is onder de veronderstelling dat de prijzen in type I wijken dezelfde trend zouden houden als voor de moord indien de moord niet zou hebben plaatsgevonden. Een voorzichtigere schatting krijgen we als we opleggen dat de trend in type I wijken die van type II wijken zou volgen (hoewel we weten dat in de periode voor de moord, de huisprijzen sneller stegen in type I wijken). In dat geval vinden we een daling van drie procent (5250 euro) na tien maanden. Zowel het gemiddelde verschil als het verschil in trends tussen beide buurten is in beide gevallen statistisch significant.

Figuur 1 geeft  $\lambda(t)$  als vaste effecten en als lineaire trend. Dit plaatje is gebaseerd op vergelijking (1). De relatieve (ten opzichte van type II buurten) huizenprijzen in type I buurten zijn stabiel tot week 45 van 2004 (de week van de moord) en dalen daarna geleidelijk. Figuur 1 bevat ook een geschatte lineaire trend met de bijbehorende 95 procent betrouwbaarheidsgrenzen.

### 3 Robuustheid

Een potentiële bron van zorgen is dat na de moord van Theo van Gogh vooral kwalitatief mindere huizen werden aangeboden in type I buurten. In dat geval weerspiegelt ons resultaat geen buurt maar een compositie-effect. Voor onze analyse is het echter voldoende als de compositie van buurten gelijk blijft. In Gautier e.a. (2006) laten we zien dat in termen van waarneembare karakteristieken van de te koop aangeboden huizen niet veel is veranderd. De waarneembare karakteristieken verklaren tachtig procent van de variantie in huizenprijzen.

De periode na de moord ging gepaard met een interestdaling. Als deze daling de huizenprijzen in alle wijken op dezelfde manier beïnvloedt is er geen probleem. Echter als de interest een zwakker effect heeft op de huizenprijzen in type I wijken dan op de huizenprijzen in type II wijken dan zou dit ook het achterblijven van de prijzen in type I wijken kunnen verklaren. Als we de rente als verklarende variabele opnemen in (1) veranderen onze resultaten nauwelijks. De meest conservatieve manier om voor het interesteffect te corrigeren is om (1) de vaste effecten te regresseren op de interestvoet en vervolgens (2) de residuen van deze regressie op een tijds-polynoom inclusief een interactieterm met de periode na de moord te regresseren. Op deze manier verwijderen we eerst alle effecten die mogelijk door de interestdaling veroorzaakt zijn. Het nadeel van deze methode is dat alle mogelijke covariantie tussen het effect van de moord en de interestvoet aan de interest wordt toegeschreven en we dus het werkelijke effect waarschijnlijk onderschatten. Na deze correctie vinden we echter nog steeds dat na de moord de relatieve huizenprijzen dalen in type I buurten.

Daarnaast veronderstelden we impliciet dat elk huis in elke periode een even grote kans heeft om van prijs te veranderen terwijl in werkelijkheid zeventig procent van de huizen nooit van prijs verandert. Dit probleem is echter minder groot in ons geval omdat onze afhankelijke variabele de gemiddelde (log-)prijs per buurt is. Dus als de compositie per buurt niet verandert over de tijd zitten we goed. Voor de zekerheid hebben we echter ook onze schattingen herhaald voor alleen de nieuwe huizen. Voor deze schatting laten we dus alle huizen die langer dan een week op Funda staan weg. We vinden dan effecten van dezelfde omvang maar de standaardfouten zijn een stuk groter.

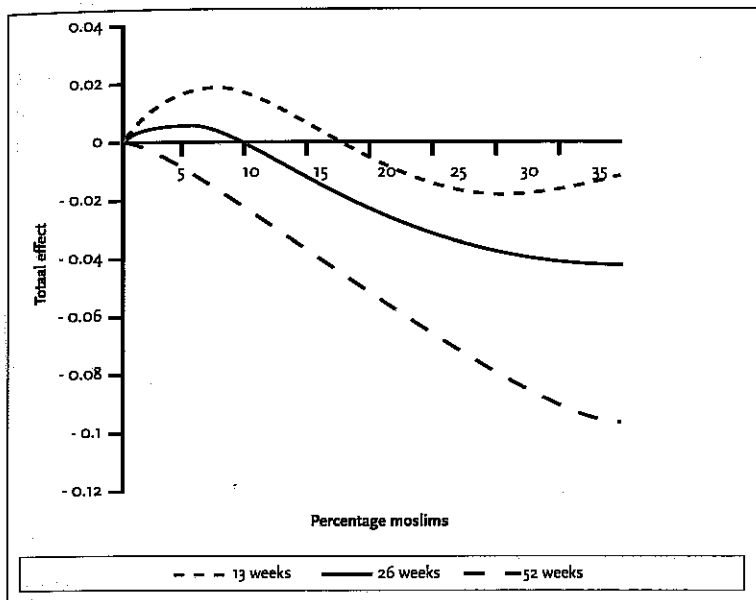
Is de keuze van de controlegroep van belang? We kozen voor een grote controlegroep zodat het effect van mensen die van type I naar type II buurt vertrekken op de huizenprijzen in type II buurten gering is. Een nadeel van onze grote controlegroep is echter dat sommige buurten zoals Oud Zuid en de grachtengordel zo anders zijn dat we niet zomaar kunnen veronderstellen dat, als de moord niet had plaatsgevonden, ze dezelfde trend hadden gehad als de type I buurten als de moord nooit had plaatsgevonden. We gebruiken daarom als controlegroep ook alleen die type II wijken waar het gemiddelde inkomen minder dan 20.000 euro per jaar bedraagt. In dat geval vinden we nog steeds significante effecten maar het trendeffect is iets kleiner (0,10 procent per week).

Een ander mogelijk probleem is dat onze vergelijking van type I met type II wijken een (mogelijk te) extreem niet-lineair effect van segregatie veronderstelt. Het is daarom interessant om de fractie Turkse en Marokkaanse bewoners als een continue variabele,  $s$ , te zien. Figuur 2 laat zien dat er geen prijsdalingen plaatsvonden voor waarden van  $s$  tot ongeveer tien procent en daarna neemt het prijseffect als gevolg van de moord monotoon toe met  $s$  tot  $s=30$  procent waarna de prijsdaling stabiel blijft. We kunnen dus concluderen dat er blijkbaar een kritische waarde van  $s$  bestaat, boven deze waarde wordt een wijk door het publiek als moslimwijk gekenmerkt. Dit patroon blijft hetzelfde als we de periode veranderen.

Tot slot moeten we ons zorgen maken over autocorrelatie in de storingsterm. Bertrand, Duflo and Mullainathan (2004) laten zien dat autocorrelatie in de storingsterm ten onrechte kan leiden tot significante 'differences-in-differences' schattingen. Een manier om hiervoor te corrigeren is de zogenaamde 'block bootstrap' methode. Dit geeft 'correcte' ondergrenzen voor statistische significantie. In ons geval betekent dit dat de  $t$ -waarden (op vijf procent niveau) van twee naar drie gaan maar dat onze resultaten voor het negatieve trend effect nog steeds statistisch zeer significant zijn.



Figuur 2 Het vraagprijseffect als functie van het percentage moslims in een buurt



#### 4 Uitbreidingen

In deze paragraaf kijken we naar een aantal uitbreidingen van onze analyse. Ten eerste kijken we of huizen langer te koop stonden na de moord op Theo van Gogh. Een mogelijkheid is dat verkopers opnieuw moeten leren wat de waarde van hun huis is na de moord en daardoor wachten met prijsaanpassingen. Ten tweede onderzoeken we of na de moord het verschil tussen de laatst getoonde vraagprijs en de daadwerkelijke verkoopprijs toenam.

Het effect op de durven schatten we met een zogenaamd 'Mixed-Proportional-Hazard'-model, zie Van den Berg (2004). De hazard rate in week  $i$  is in dit geval de kans dat een huis tot week  $i$  op Funda stond en daarna niet meer. Deze kans hangt af van alle waargenomen karakteristieken en kalendertijd (het systematische gedeelte) en de zogenaamde 'base line hazard' die duurzaamheids-effecten meet. Verondersteld wordt dat deze proportioneel is aan het systematische

gedeelte. Tot slot houden we rekening met niet-geobserveerde heterogeniteit door verschillende massapunten voor het residu toe te staan.

Tabel 3 laat de belangrijkste resultaten zien van de kalendertijdeffecten voor huizen in type I wijken. We vinden geen bewijs voor het vermoeden dat huizen langer te koop stonden in type I wijken na de moord. Het kan zijn dat huizen iets eerder verkocht zijn dan de datum dat ze van Funda verdwijnen (dit is wat wij nemen als verkoopmoment).

Tabel 3 Kalendertijdeffecten van de moord (standaardfouten tussen haakjes)

Variabele	Schatting
1 t voor moord	0,315 (0,215)
1 kwartaal na moord	0,416 (0,210)
2 kwartalen na moord	0,345 (0,207)
3 kwartalen na moord	0,294 (0,207)
4 kwartalen na moord	0,315 (0,207)

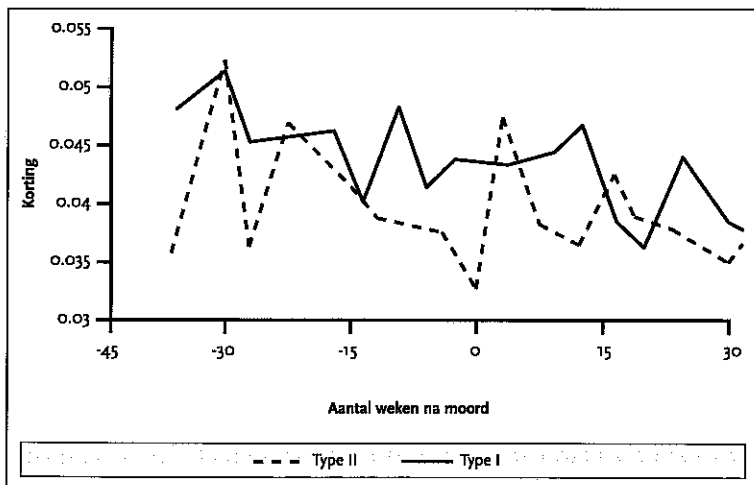
Tabel 4 bevat duurzaamheidseffecten. Deze tabel is niet direct relevant voor de hoofdvraag van dit artikel maar wel relevant om de werking van de huizenmarkt te begrijpen. We vinden een heuvelvormig verband. Weinig huizen worden binnen een maand verkocht. Tussen de negende en dertiende week is de kans het hoogst om verkocht te worden en daarna neemt de kans weer langzaam af. Dit betekent dat eerdere studies zoals Zuehlke (1987) die specificaties gebruikten die alleen een monotoon verband toestonden mogelijk verkeerd gespecificeerd zijn. Hoe kunnen we ons gevonden verband verklaren? Een mogelijkheid is dat verkopers niet sequentieel zoeken. Ze verzamelen een aantal biedingen en onderhandelen vervolgens met de hoogste bidder. Een andere mogelijkheid is dat sommige verkopers na een bepaalde tijd wanhopig worden en hun prijs laten zakken, zie Albrecht, Anderson, Smith en Vroman (2006).

Tabel 4 Duurafhankelijkheidseffecten (week 1-4 is baseline)

Variabele	Schatting
Week 5-8	1,131 (0,052)
Week 9-13	1,611 (0,050)
2e kwartaal	1,502 (0,049)
3e kwartaal	1,415 (0,056)
4e kwartaal	1,339 (0,067)
Na 4 <sup>e</sup> kwartaal	1,346 (0,087)

Hoe zit het met het verschil tussen de laatste vraagprijs en de verkoopprijs? Gemiddeld blijkt dit vier procent te zijn, en men zou verwachten dat deze korting in type I wijken toeneemt na de moord. We vinden hier echter geen sterk bewijs voor zoals figuur 3 laat zien. Dit is voornamelijk te wijten aan de grote variabiliteit van de reeksen. Er is weliswaar een toename van ongeveer 3,3 procent (vlak voor de moord) tot 4,5 procent vlak na de moord, maar zoals de grafiek laat zien, dergelijke fluctuaties zijn niet ongebruikelijk en we kunnen dus niet uitsluiten dat ze door toeval worden veroorzaakt.

Figuur 3 Het verschil tussen de laatst bekende vraagprijs en de werkelijke verkoopprijs



Een andere interessante vraag is of de segregatie is toegenomen na de moord. Om deze vraag te beantwoorden gebruiken we Kadastergegevens over het vorige adres van de kopers en het nieuwe adres van de verkopers. We hebben aan een Turkse en een Marokkaanse assistent gevraagd om alle Turkse en Marokkaanse namen voor ons te coderen. Tabel 5 laat zien dat in type I wijken de segregatie toenam. Na de moord steeg de fractie kopers en daalde de fractie verkopers met een Turkse of Marokkaanse achtergrond. Uit de tabel volgt dat er niet veel gebeurde in type I wijken omdat de fractie Turkse en Marokkaanse (ver)kopers zo klein is.

Tabel 5 Percentage (ver)kopers van Turkse of Marokkaanse oorsprong in type I wijken.

	Totaal	Voor moord	Na moord	t-waarde van verschil
<b>Kopers</b>	9,29	8,12	9,87	1,88
<b>Verkopers</b>	4,25	5,14	3,75	-1,64

Tabel 6 Percentage (ver)kopers van Turkse of Marokkaanse oorsprong in type II wijken

	Totaal	Voor moord	Na moord	t-waarde van verschil
<b>Kopers</b>	1,97	1,88	2,04	0,31
<b>Verkopers</b>	0,59	0,81	0,42	-1,16

Het is aannemelijk dat de preferentieverhuizing die door de moord veroorzaakt werd niet of in mindere mate plaatsvond onder moslims. Zij zullen als gevolg van de prijsdaling in type I wijken (die voornamelijk door autochtonen is veroorzaakt) dus eerder kopen en minder snel verkopen. Het is ook mogelijk dat moslims in geïsoleerde gebieden juist meer behoefte hadden om te verhuizen naar wijken met meer moslimbewoners. Dit verklaart de bescheiden toename van de fractie Turken en Marokkanen in type I wijken na de moord.

## 5 Conclusie

We concluderen dat de moord op Theo van Gogh door een moslimextremist een negatief effect had op de huizenprijzen in Marokkaanse en Turkse moslimwijken in Amsterdam. Dit geeft aan dat de preferenties van een voldoende grote groep kopers en of verkopers om in dergelijke wijken te wonen zijn afgenomen. Het negatieve effect nam toe in de tijd, wat mogelijk veroorzaakt wordt door het feit dat men tijd nodig heeft om te leren hoe de markt verandert na de moord. Bij het kopen van een huis is namelijk niet alleen het directe woongenot van belang, maar ook de inschatting van de toekomstige verkoopwaarde. En die laatste hangt weer af van de verwachte preferenties van andere participanten op de huizenmarkt.

Het lijkt niet aannemelijk dat Marokkaanse en Turkse moslimwijken daadwerkelijk minder veilig of aangenaam zijn geworden vanaf de specifieke dag van de moord. De preferentieverandering kan een 'common-belief-evenwicht' weerspiegelen. Als iedereen gelooft dat iedereen gelooft dat huizen in moslimwijken minder waard zijn geworden, dan gebeurt dit ook daadwerkelijk. Dit lijkt in overeenstemming te zijn met bevindingen uit de LIS-enquête (leefsituatie allochtone stedelingen). Deze enquête werd toevallig gehouden in de week waarin de moord op Theo van Gogh plaatsvond. Na afloop van het interview is een aantal vragen gesteld dat betrekking had op de moord, zie het jaarrapport integratie 2005 van het SCP. Van de autochtonen zegt 33 procent anders te denken over de verhouding tussen moslims en niet moslims terwijl 86 procent aangeeft dat de moord gevolgen heeft voor de verhoudingen tussen moslims en niet-moslims. Slechts vijf procent gelooft dat de moord directe gevolgen heeft voor zichzelf of zijn familie. Onder Marokkanen is dit percentage twintig procent en onder Turken is het dertien procent. Glaeser (2005) laat zien dat als de prikkels klein zijn om de feiten te leren, het gemakkelijk is voor belangengroepen om bepaalde groepen in een kwaad daglicht te stellen. In dit geval hoeft dat geen bewuste strategie geweest te zijn maar kan de enorme media-aandacht voor moslimextremisme ook de houding tegenover doorsnee moslims hebben aangetast. Het is te vroeg om te zeggen of deze houding blijvend of slechts tijdelijk is verslechterd.

## Auteurs

Pieter Gautier, Arjen Siegmann en Aico van Vuuren zijn verbonden aan de Vrije Universiteit Amsterdam. De eerste en laatstgenoemde auteur zijn tevens als research fellow verbonden aan het Tinbergen Instituut. Email-adressen: pgautier@feweb.vu.nl, asiegmann@feweb.vu.nl, vuuren@tinbergen.nl

We danken Wolter Hassink, een anonieme referent, Christian Dustmann en Jaap Abbring voor nuttige discussies en seminardeelnemers op het Tinbergen Instituut, Universiteit Paris I (Sorbonne), de ESEM 2006 in Wenen en de Universiteit van Toulouse voor commentaar op een eerdere versie. Tot slot danken we Nalan Basturk, Nora El-Hantali en Meltem Daysal voor onderzoeksassistentie.

## Literatuur

- Abadie, A. and J. Gardeazabel (2003), The economic cost of conflict: A case study of the Basque country, *American Economic Review* 93, 113-32.
- Albrecht, J., A. Anderson, E. Smith, and S. Vroman (2005), Opportunistic Matching in the Housing Market, mimeo Georgetown University.
- Bertrand, M., E. Duflou and S. Mullainathan (2004), How much should we trust difference in difference estimates, *Quarterly Journal of Economics*, 74, 163-177.
- Dermisi S., A. Abadie (2006), Severity of terrorism fears and recession pressures on office markets – Comparing the before and after 9/11 trends in downtown Chicago office market, mimeo Harvard University.
- Eckstein, Z. and D. Tsiddon (2004), Macroeconomic consequences of terror: Theory and the case of Israel, *Journal of Monetary Economics*, 51:5, 971-1002.
- Enders W. and T. Sandler (1991), Causality between transnational terrorism and tourism: the case of Spain, *Terrorism* 14(1) 49-58.
- Frey, B.S., S. Luechinger and A. Stutzer (2006). Calculating Tragedy: Assessing the Costs of Terrorism, *Journal of Economic Surveys*, te verschijnen.
- Fleischer, A. and S. Buccola (2002), War, Terror and the tourism market in Israel, *Applied Economics* 34(11), 1335-1343.
- Gautier P.A., A.H. Siegmann and A. van Vuuren (2005), The effect of the murder on Theo van Gogh on house prices in Amsterdam, TI discussion paper.
- Genesove, D. and Mayer (2001), Loss Aversion and Seller Behavior: Evidence from the Housing Market, *Quarterly Journal of Economics*, 116(4), 1233-1260.
- Glaeser, E.L. (2005), The political economy of hatred, *Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 45-86.
- Kramer, J. (2006) The Dutch model: Multiculturalism and Muslim immigrants, *The New Yorker*, April 3.
- Rosen, S. (1974), Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition, *Journal of Political Economy*, 82(1), 34-55.

Sociaal Cultureel Planbureau (2006), *Jaarrapport integratie 2005*.

Van den Berg, G.J. (2001), Duration Models: Specification, Identification, and Multiple Durations, *Handbook of Econometrics*, 5, 3381-3460. North-Holland.

Zuehlke, T. (1987), Duration dependence in the housing market, *Review of Economics and Statistics*, 69, 701-709.