



# Modelbeschrijving: het CPB-woningprijsmodel

Het CPB maakt gebruik van een nieuw model om de (gemiddelde) waardeontwikkeling van koopwoningen te ramen bij CEP en MEV, en prijseffecten van enkele fiscale beleidsopties te kwantificeren bij beleidsdoorrekeningen.

Het model staat in een lange traditie van *error correction models*, en stelt de verhouding tussen het netto inkomen en (gesimuleerde) woonlasten van huishoudens centraal.

In deze publicatie worden de beginselen en structuur van het model in detail besproken. Om de toepassing van het model te illustreren wordt een voorbeeldbeleidsmaatregel doorgerekend.

CPB - augustus 2023

Jort Sinninghe Damsté  
Rob Euwals

# 1 Inleiding

**Veranderende woningprijzen hebben effect op individuele huishoudens én de economie als geheel.**

Stijgende woningprijzen kunnen de betaalbaarheid van wonen onder druk zetten en toegang tot de koopmarkt voor bijvoorbeeld starters beperken. Voor huidige woningbezitters leiden stijgende prijzen tot toenemende vermogens omdat de eigen woning voor velen de belangrijkste vermogenscomponent is. Daardoor hebben prijsveranderingen van koopwoningen ook een macro-economische doorwerking, onder andere via de consumptieve uitgaven van huishoudens (Zhang, 2019; Campbell & Cocco, 2005). Een inschatting van de woningprijsontwikkeling is daarmee een noodzakelijk onderdeel van de economische analyses van het CPB.

**Om (beleidseffecten op) woningprijzen te ramen, heeft het CPB een nieuw model ontwikkeld.** Het *CPB-woningprijsmodel* is gebaseerd op het OTB-model (Boelhouwer, 2001; De Vries & Boelhouwer, 2009). In het oude en nieuwe model staat het inkomen en de woonlasten van huishoudens centraal, en is de onderlinge verhouding bepalend voor de prijs van bestaande koopwoningen. Als tijdreeksmodel leent het CPB-woningprijsmodel zich goed voor het in kaart brengen van de prijsontwikkeling van woningen op het basispad (gegeven vaststaand beleid). Dat is de reden dat het wordt ingezet bij de ramingsrondes van het CPB (CEP en MEV). Doordat het CPB-woningprijsmodel woonlasten op gedetailleerde wijze simuleert, biedt het ook aangrijpingspunten om de prijseffecten van een aantal fiscale beleidsopties, zoals aanpassingen aan de hypotheekrenteaftrek, te kwantificeren bij Keuzes in Kaart (KiK) en (regeer)akkoorden.

**Er is gekozen voor een minimalistisch model met een enkele, geaggregeerde uitkomstvariabele.** Voor macro-economische analyse volstaat inzicht in de ontwikkeling van de *gemiddelde* prijs van woningen in Nederland. Dit afgebakende doel biedt de mogelijkheid een minimalistisch model te formuleren. Zo wordt *geen* onderscheid gemaakt tussen verschillende regio's, inkomensgroepen en woningtypen. Daarnaast wordt er geen rekening gehouden met mogelijke interacties tussen de koop- en huurmarkt. Analyses op het gebied van betaalbaarheid voor subgroepen, verdelings- of interactie-effecten zullen daarom niet met dit model worden uitgevoerd.

## 2 De ontwikkeling van woningprijzen

**Woningprijzen zijn de afgelopen decennia snel gestegen ten opzichte van de prijzen van andere goederen en diensten.** Sinds 1995 zijn woningprijzen in Nederland (uitgaande van de CBS-reeks prijsindex bestaande uit koopwoningen) ruimschoots verviervoudigd, terwijl het algemene prijspeil (de consumentenprijsindex, cpi) nog niet is verdubbeld (zie figuur 1, links). De stijging van woningprijzen overtreft ook de economische groei: over dezelfde periode nam het bruto binnenlands product (bbp), in werkelijke prijzen, toe met ruim 180%. Ook in periodes van afkoeling op de woningmarkt, bijvoorbeeld tijdens de nasleep van de kredietcrisis, kan de woningprijsontwikkeling substantieel afwijken van ontwikkelingen in cpi en bbp. Dit benadrukt de noodzaak van een aparte modellering van de (*reële*) woningprijzen.<sup>1</sup>

---

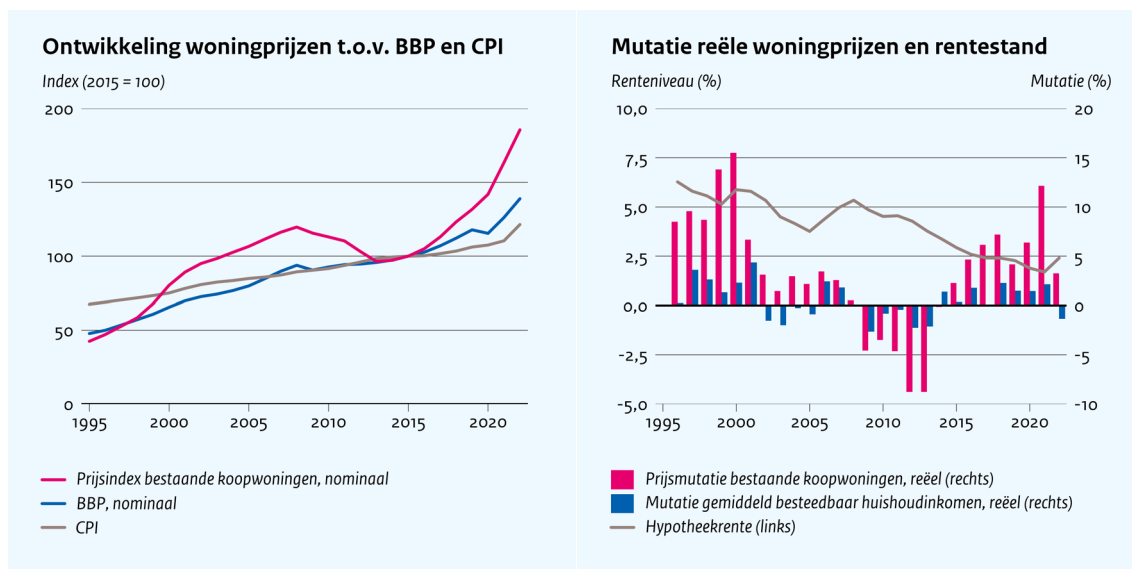
<sup>1</sup> Nominale woningprijzen aangepast voor prijsstijgingen (cpi).

**De prijsstijging viel samen met een toenemende bestedingsruimte van huishoudens.** Stijgende (reële) inkomens zijn daarbij een logische en relevante factor, zie figuur 1 rechts. De min of meer gestage daling van de hypotheekrente tussen 1995 en 2021 (eveneens getoond in de figuur) bood bovendien ruimte voor een hogere hypotheeklening tegen dezelfde maandlasten. Huishoudens lijken geneigd die financieringsruimte te benutten, vooral wanneer de woningmarkt als krap ervaren wordt. Het hoge aandeel hypothecaire financiering bij woningaankopen in Nederland<sup>2</sup> onderstreept het verband tussen rentestand en woningvraag. DNB (2023) vindt dan ook een sterke correlatie tussen de financieringsruimte van huishoudens en de historische woningprijsontwikkeling in Nederland.

**Tegelijkertijd reageert in Nederland het woningaanbod maar beperkt op prijsstijgingen.** De zogeheten aanbodelasticiteit is in Nederland laag in vergelijking met andere OECD-landen (Caldera & Johanson, 2013), met name in periodes van stijgende prijzen (CPB, 2017). Dit is deels een gevolg van het strikte ruimtelijk ordeningsbeleid (Vermeulen & Rouwendal, 2007), waardoor sprake is van schaarse bouwgrond en lange vergunningstrajecten. Nieuw woningaanbod vangt een toename in woningvraag zo slechts beperkt op. Directe invloed van bouwkosten op woningprijzen is daarmee ook niet waarneembaar (DNB, 2023). De Nederlandse woningmarkt is hiermee een typische voorraadmarkt, waar prijzen (vooral) voortvloeien uit de woningvraag en het reeds bestaande woningaanbod.

**Woningvraag en prijsvorming worden ook door (fiscaal) beleid gedreven.** De fiscale stimulering van eigenwoningbezit via hypotheekrenteaftrek is daarvan een duidelijk voorbeeld. Dergelijke stimuleringsprogramma's verhogen de totale vraag naar woningen en leiden tot een vraagverschuiving van de huursector naar de koopsector door een verschil in subsidievoet. Ook de verruiming van leennormen voor tweeverdieners kan hebben bijgedragen aan de prijsstijging in recente jaren. In een eerdere publicatie van het CPB (2020a) is uitgebreider stilgestaan bij de historische ontwikkeling van woningprijzen in Nederland en andere Europese landen, waarin uiteenlopende beleidsinvloeden naar voren komen.

**Figuur 1 Ontwikkeling van woningprijzen in perspectief**



<sup>2</sup> Bij woningaankopen in de eerste helft van 2021 is de aangegane hypotheekschuld gemiddeld 86% van de woningwaarde voor starters en 70% voor doorstromers (DNB, 2021).

# 3 Beschrijving van het CPB-woningprijsmodel

## 3.1 Aansluiting bij de literatuur

**De ontwikkeling van woningprijzen wordt veelal beschreven met tijdreeksmodellen.** De literatuur beslaat vele studies naar de prijsontwikkeling in verschillende decennia en landen, zie onder andere werk van Drake (1993), Abraham en Henderschott (1996), Hort (1998), Malpezzi (1999), Meen (2002), CPB (2005), McQuinn en O'Reilly (2008), De Vries en Boelhouwer (2009), Damen et al. (2016), Van der Drift et al. (2023) en DNB (2023). De gemene deler is dat de prijs(mutatie) van woningen wordt verklaard via (mutaties) in verschillende macro-economische variabelen zoals het inkomen van huishoudens, de rente en inflatie, eventueel aangevuld met demografische veranderingen, woningaanbod en bouwkosten. Ten slotte wordt meestal ook de vertraagde prijsmutatie opgenomen als verklarende variabele. Deze term beschrijft de persistentie van de prijsontwikkeling, die mede door speculatieve verwachtingen over de prijsontwikkeling tot stand kan komen (Levin & Wright, 1997).

**In de modellering is de samenhang van variabelen op korte én lange termijn van belang.** In de hierboven aangehaalde studies wordt de woningprijs op korte termijn gedreven door veranderingen in fundamentele factoren als het inkomen en de rente. De gebruikte modellen beschikken echter óók over een term die de samenhang op de lange termijn tussen woningprijs, inkomen en rentestand reflecteert, en die de prijs corrigeert wanneer deze niet meer in verhouding staat tot de fundamentele factoren. Dit is het zogeheten *error correction model* (ECM)-mechanisme of foutencorrectiemechanisme, dat doorgaans werkt door een theoretische woningprijs te modelleren op basis van inkomen en rente. De mate waarin de daadwerkelijke woningprijs afwijkt van deze fundamentele waarde kan vervolgens gebruikt worden in de uiteindelijke modelvergelijking, tezamen met andere verschiltermen.<sup>3</sup> Als de woningprijs op een gegeven moment hoger is dan de dan geldende fundamentele woningprijs, dan geeft de ECM-term een negatieve bijdrage aan de prijsontwikkeling. Bij een lagere marktprijs geeft de ECM-term een opwaartse prijsdruk.

**Het CPB-woningprijsmodel bevat een foutencorrectiemechanisme gebaseerd op de woonquote.** Het CPB-woningprijsmodel bouwt voort op het OTB-model (Boelhouwer, 2001; De Vries & Boelhouwer, 2009). Het OTB-model is op zijn beurt geïnspireerd op de hierboven beschreven ECM's en gebruikt de afwijking van de lange-termijn verhouding tussen de woonlasten en het inkomen, ofwel de woonquote, als corrigerende term. Centrale aanname hierachter is dat huishoudens *grosso modo* een vast deel van hun besteedbaar inkomen uitgeven aan woonconsumptie, consistent met Cobb-Douglaspreferenties.<sup>4</sup> De Vries en Boelhouwer (2009) onderbouwen dit door middel van de relatief constante gemiddelde woonquote van Nederlandse huishoudens

---

<sup>3</sup> Reeksen van prijs- en inkomensniveaus zijn meestal niet-stationair, bijvoorbeeld omdat ze een trend bevatten. Dergelijke reeksen zijn doorgaans niet geschikt om in een regressievergelijking op te nemen, omdat hieruit schijnverbanden tussen de afhankelijke en onafhankelijk variabelen kunnen ontstaan (*spurious regression problem*). Een vaak toegepaste methode is om verschillen te nemen tussen opeenvolgende observaties, maar hierbij gaan eventuele daadwerkelijke verbanden tussen de niveaus van de variabelen verloren. ECM's berusten op de *co-integratie* tussen twee (of meerdere) reeksen, waarbij de reeksen zelf niet stationair zijn maar een lineaire combinatie daarvan wel. Deze stationaire reeks, de afwijking van de fundamentele prijs in dit geval, kan vervolgens worden opgenomen in de regressievergelijking in verschillen.

<sup>4</sup> Cobb-Douglaspreferenties geven een formulering van de nutsfunctie waarbij uitgaven aan verschillende typen goederen een vaste verhouding hebben. In de economische literatuur is dit een veel gebruikte specificatie, ook voor woningmarktmodellen (e.g., DiPasquale & Wheaton, 1996). Complexere formuleringen van de nutsfunctie, waarbij tijdspreferenties en risicoaversie nader gespecificeerd worden, komen tevens voor in de woningmarktliteratuur (e.g., Favilukis et al., 2019).

in koopwoningen gedurende de periode 1994-2006, zoals gerapporteerd in het vierjaarlijkse woningbehoefteonderzoek (WBO, voorloper van WoON).<sup>5</sup> Aan huishoudens die in hun leengedrag beperkt worden door de *loan-to-income* (lti) norm, wordt een vaste verhouding tussen woonlasten en inkomen expliciet opgelegd. Dit draagt mogelijk verder bij aan de constante gemiddelde woonquote.

**Voor beleidsanalyse dienen modellen bovendien te beschikken over enige structuur.** Univariate (ARIMA) tijdreeksmodellen, waarin enkel historische prijsmutaties, trends en seizoenseffecten worden opgenomen schieten tekort om het effect van beleidsmaatregelen op de woningprijs in te schatten. Er zijn dan namelijk geen beleidsknoppen om aan te draaien. Het CPB-woningprijsmodel voorziet in deze behoefte door woonlasten in detail te modelleren, waardoor effecten van fiscale beleidsaanpassingen inzichtelijk kunnen worden gemaakt. Als beleidseffecten op een breder palet aan woningmarktuitskomsten in kaart gebracht dienen te worden, wordt in de literatuur gebruikgemaakt van algemeen-evenwichtsmodellen (e.g. DiPasquale & Wheaton, 1996; Favilukis et al., 2019; CPB, 2020b). Hierin wordt de woningmarkt in meer detail gemodelleerd, bijvoorbeeld door verschillende regio's, interactie tussen deelmarkten en/of heterogeniteit in huishoudens te onderscheiden. Dergelijke modellen hebben echter als nadeel dat zij aanvullende aannames over fricties en gedragseffecten nodig hebben, die (met name) van invloed kunnen zijn op de uitkomsten op korte- en middellange-termijn en het toepassingsgebied beperken tot specifieke beleidsvragen.

## 3.2 Structuur van het CPB-woningprijsmodel

**Het CPB-woningprijsmodel focust op de financieringsruimte van huidige kopers.** Het besteedbaar inkomen en de woonlasten van huishoudens zijn daarmee de voornaamste variabelen in de prijsvergelijking. Als benadering van het besteedbaar inkomen van potentiële kopers wordt gebruikgemaakt van het gemiddelde besteedbaar inkomen per huishouden. Woonlasten vloeien voort uit financieringslasten en de som van belastingen en subsidies op de eigen woning. In navolging van De Vries en Boelhouwer (2009) worden woningen als een consumptiegoed beschreven: er zijn periodieke kosten verbonden aan de woondiensten die een woning levert aan een huishouden. Dat betekent ook dat verwachtingen over waardevermeerdering geen rol spelen en niet expliciet worden gemodelleerd. Bovendien wordt verondersteld dat huishoudens indifferent zijn ten aanzien van de totstandkoming van deze woonlasten: een bepaalde verandering daarin, ongeacht of deze voortkomt uit een rentestijging of een belastingverhoging, leidt tot dezelfde prijsaanpassing.

**Woningen worden in het CPB-woningprijsmodel gefinancierd met een combinatie van eigen en vreemd vermogen.** Het aandeel eigen vermogen in de aankoopsom van woningen wordt op mechanische wijze gemodelleerd door te veronderstellen dat enkel doorstromers eigen vermogen inbrengen, dat gelijk is aan 80% van de overwaarde op hun vorige woning.<sup>6</sup> De overwaarde wordt benaderd door het verschil in prijs in de vorige periode en de gemiddelde woningprijs in de periode rond dertien jaar daarvoor, de gemiddelde woonduur in de vorige woning voor recente doorstromers op de koopmarkt (cijfer op basis van WoON 2021). De hypothecaire financiering bestaat uit een door de tijd variërende samenstelling van een aflossingsvrije - en een annuïteitenhypotheek, waaraan kosten voor rente en aflossing (enkel bij een annuïteitenhypotheek) verbonden zijn.

---

<sup>5</sup> Ook in de VS lijkt een vast deel van het inkomen aan woonlasten besteed te worden: Davis en Ortalo-Magné (2011) vinden een gemiddelde woonquote voor huurders (bij gebrek aan data over rentebetalingen van huishoudens in koopwoningen) die nauwelijks varieert in de tijd en tussen verschillende regio's.

<sup>6</sup> De fractie van de overwaarde die ingebracht wordt, is vastgesteld door minimalisatie van de voorspelfout (out-of-sample RMSE). Het hoge aandeel strookt met het bestaan van beleid zoals de bijeenregeling, die herinvestering van overwaarde stimuleert.

**De hypotheekrenteaftrek en het eigenwoningforfait bepalen de uiteindelijke woonlasten.** Voor beide reeksen worden met Mimosi (CPB, 2016) effectieve tarieven berekend op individueel niveau door middel van steekproefdata, die vervolgens worden verwerkt tot gemiddelden. De separate tarieven bieden de mogelijkheid om verschillende beleidsvarianten met betrekking tot de fiscaliteit van de eigen woning door te rekenen. Beleidsvarianten die de introductie of aanpassing van een andere belasting op de eigen woning behelzen, kunnen veelal op soortgelijke wijze worden geanalyseerd. De wet Hillen, de additionele aftrek bij een kleine of geen eigenwoningschuld, wordt niet gemodelleerd omdat deze regeling voor nieuwe kopers zelden van toepassing is (zoals blijkt uit een analyse o.b.v. WoON 2021).

**De woningprijs en *ability to pay* gaan op lange termijn gelijk op: er is sprake van co-integratie.** De *ability to pay* (ATP) is een maat voor de woningprijs die betaald kan worden met het volledige inkomen, rekening houdende met de fractionele gebruikskosten.<sup>7</sup> De aanwezigheid van *co-integratie* tussen de ATP en de prijsindex is van belang om de prijsontwikkeling met het gespecificeerde model te kunnen beschrijven.<sup>8</sup> Deze formulering wordt tevens gebruikt door Damen et al. (2016), die voor een aantal OECD-landen (waaronder Nederland) co-integratie van nominale woningprijzen en ATP kunnen aantonen wanneer zij rekening houden met de samenstelling van de hypotheekmix, zoals ook in onderhavig model gebeurt.

### 3.3 Modelspecificatie

**Het CPB-woningprijsmodel beschrijft de (percentuele) mutatie van de reële woningprijs met een minimaal aantal termen.** Met oog op de inzetbaarheid voor beleidsanalyse wordt gestreefd naar een model dat zowel goed raamt als interpreteerbaar is. Daarom worden geen additionele vertragingen van de verschillende variabelen opgenomen (naast de vertraagde prijsmutatie), ondanks dat dit de voorspelkracht van het model een fractie kan vergroten. Het CPB-woningprijsmodel (zie vergelijking 1) kent zodoende slechts vijf termen (en een foutterm), te weten:

1. Een autocorrelatieterm met een vertraging van één periode.
2. De eigentijdse percentuele mutatie van het reële, gemiddelde besteedbaar huishoudinkomen ( $I$ ).
3. De eigentijdse mutatie in niveaus van de reële fractionele gebruikskosten (FGK).<sup>9</sup>
4. De foutcorrectieterm rond de langetermijnwaarde van de woonquote ( $dLTW$ ).
5. Een categorische variabele die de kwartaalgebonden prijsontwikkeling isoleert (seizoenscorrectie,  $S$ ).

$$\Delta P_t = \beta_1 \Delta P_{t-1} + \beta_2 \Delta I_t + \beta_3 \Delta FGK_t + \beta_4 dLTW_{t-1} + \beta_5 S_t + \epsilon_t \quad (1)$$

In lijn met DNB (2023) is geen significant effect gevonden van veranderingen in woningaanbod en demografische vraag op de historische prijsmutatie. Deze variabelen worden daarom buiten beschouwing gelaten.

<sup>7</sup> De fractionele gebruikskosten drukken de jaarlijkse woonlasten (rente, aflossing en belastingen minus subsidies) uit als percentage van de woningwaarde. De *ability to pay* volgt door het gemiddelde besteedbaar huishoudinkomen te delen op deze fractionele gebruikskosten:  $ATP = \text{inkomen} / \text{fractionele gebruikskosten}$ .

<sup>8</sup> De coïntegratie wordt aangetoond met een Engle-Granger co-integratietest (Engle & Granger, 1987). Hierbij wordt eerst een Dynamic-OLS-regressie (Stock & Watson, 1993) geschat van woningprijs op ATP (in niveaus):  $p_t = \alpha * ATP_t + \sum_{i=-4}^0 \beta_i * \Delta ATP_{t+i} + \epsilon_t$ . Vervolgens worden de residuen van deze vergelijking,  $\hat{\epsilon}_t$ , getoetst op stationariteit met een ADF-test inclusief constante en trend (Dickey & Fuller, 1981). De teststatistiek  $t_{ADF} = -4,17$  verwerpt de nulhypothese van geen coïntegratie op het 1%-niveau.

<sup>9</sup> Zoals hierboven beschreven bestaan de fractionele gebruikskosten uit financieringslasten, en belastingen en subsidies op eigenwoningbezit. In de verschilterm worden deze kosten reëel gemaakt om rekening te houden met (verwachte) inflatie, die van invloed is op de werkelijke kosten van kapitaal. Dit wordt gedaan door voor beide hypotheekvormen toekomstige betalingen (rente en aflossing) te defleren, waarna uit de totale kosten een effectieve reële rente bepaald kan worden.

**Het foutencorrectiemechanisme wordt gedreven door de afwijking van de woonquote ten opzichte van zijn langetermijnwaarde.** De woonquote volgt door de nominale woonlasten (de fractionele gebruikskosten vermenigvuldigd met de woningprijs) te delen door het (nominale) besteedbaar huishoudinkomen. De langetermijnwaarde van de woonquote ( $k$ ) wordt meegeschat met het model en bedraagt 21,9%. Wanneer het representatieve huishouden in het model dit percentage van het besteedbare huishoudinkomen uitgeeft aan woonlasten én alle andere impulsen nul zijn, dan is het model in balans en verandert de reële woningprijs niet. De afwijking van de langetermijnwaarde wordt gegeven door:

$$dLTW_{t-1} = \frac{(FGK \times P)_{t-1}}{I_{t-1}} - k \quad (2)$$

**Schatting van het model geeft coëfficiënten die stroken met economische intuïtie.** Het model wordt geschat op basis van kwartaaldata over de periode 1996-heden. Tabel 1 toont de resulterende coëfficiënten met Newey-West-standaardfouten.<sup>10</sup> Hieruit blijken stijgende inkomens te correleren met toenemende prijzen, terwijl stijgende gebruikskosten samenvallen met dalende prijzen (*ceteris paribus*). De coëfficiënt van de autocorrelatieterm is positief en kleiner dan één, en de coëfficiënt van de foutencorrectieterm is negatief. Woningprijzen tenderen daardoor naar het niveau dat past bij de fundamentele factoren en de langetermijnwaarde van de woonquote (zie figuur 2, links). Bij inzet van het CPB-woningprijsmodel wordt het model geschat op de dan beschikbare historische data (inclusief mogelijke nieuwe realisaties). Dit kan de in tabel 1 gerapporteerde coëfficiënten iets doen verschuiven, maar de hieronder beschreven *out-of-sample*-voorspellingen laten zien dat deze invloed beperkt is.

**Tabel 1 Coëfficiëntschattingen en fit van het model**

	CPB Woningprijsmodel 1996K1 – 2023K23
Percentuele mutatie reële woningprijs (t-1)	0,68*** (0,07)
Absolute mutatie reële gebruikskosten (t)	-4,42*** (1,09)
Percentuele mutatie reëel inkomen (t)	0,50*** (0,10)
Deviatie LTE woonquote (t-1)	-0,24*** (0,07)
Observaties	110
R2	0,823
R2 Adjusted	0,811
AIC	267,9
RMSE	0,75

Noot: \*\*\* p < 0,001

**Inkomensimpulsen in het model geven een relatief sterke prijsrespons op de korte termijn.** De initiële respons vloeit voort uit de inkomenscoëfficiënt in tabel 1 en is gelijk aan de helft van de inkomensimpuls,

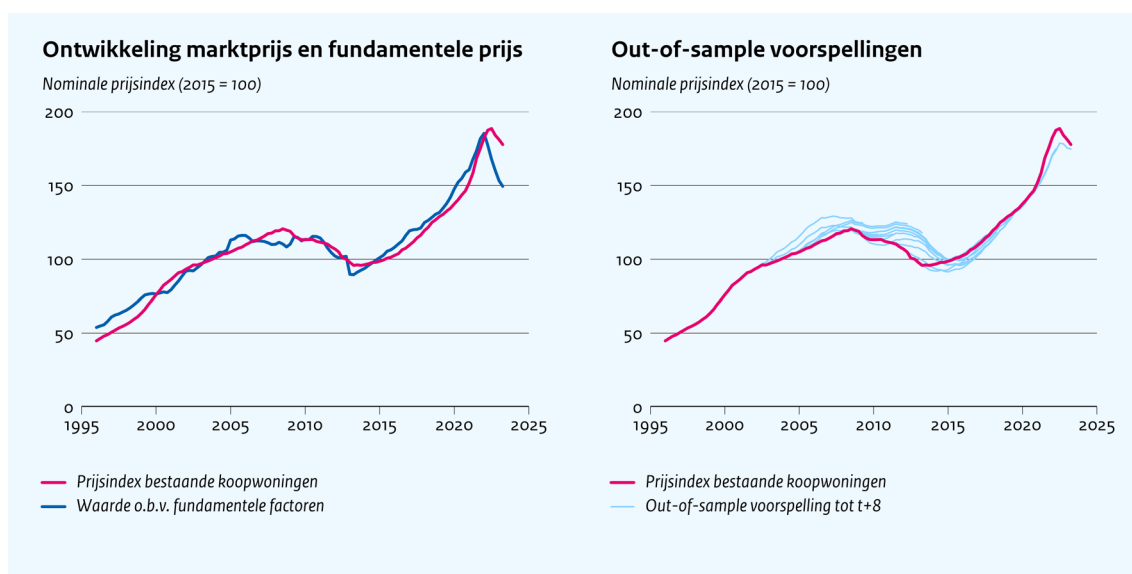
<sup>10</sup> Een Breusch-Godfreytest (Breusch, 1978; Godfrey, 1978) kan autocorrelatie van lag twee tussen de residuen van de regressievergelijking niet uitsluiten. Een alternatieve regressievergelijking met een hogere orde van autocorrelatie van de prijsmutatie geeft geen noemenswaardige aanpassing van de coëfficiënten en fit van het model. Vanuit het streven naar een minimalistisch model is gekozen om vast te houden aan de specificatie weergegeven in vergelijking (1), en Newey-Weststandaardfouten te berekenen die gecorrigeerd zijn voor autocorrelatie in de residuen (Newey & West, 1987).



consistent met de schatting van De Vries en Boelhouwer (2009). De sterke autocorrelatieterm zorgt vervolgens voor een opbouw van het effect, waarbij de prijsrespons tijdelijk groter kan zijn dan de inkomensimpuls. Dit sluit aan bij gerapporteerde elasticiteiten boven de één van looninkomen en ATP door respectievelijk CPB (2005) en Damen et al. (2016). Op termijn biedt de autocorrelatieterm meer tegenwicht, waarmee het prijseffect zoals verwacht afneemt tot de omvang van de bestedingsimpuls. De vraagschok is onder Cobb-Douglaspreferenties immers gelijk aan de inkomensschok, die bij het uitblijven van extra aanbod volledig in de prijzen loopt. Dit is uiteraard een stilering van de werkelijkheid, maar lijkt bij empirische evidentie ten aanzien van een gebrekkige aanbodselasticiteit in Nederland een redelijke benadering.

**Nederlandse woningprijzen lijken bovendien gevoelig voor veranderingen van de rentestand.** Het grote aandeel hypothecaire financiering is hier debet aan. Damen et al. (2016) rapporteren voor een rentestijging van 1%-punt, van 3,5% naar 4,5%, een daling van de ATP van 17,4% en een resulterende daling van de woningprijzen van 19,6%. Een dergelijke exercitie met het CPB-woningprijsmodel betekent een verslechtering van de ATP van 11,2% en een maximale daling van de woningprijzen van 14,0% (*ceteris paribus*), waarin wederom zowel de initiële impuls als de dynamische termen in het model een rol spelen. Dat beide modellen, gegeven de verschillen in modellering, aannames omtrent de financiering van woningen en timing van de renteschok een vergelijkbaar resultaat geven, sterkt het vertrouwen in de robuustheid van de modeluitkomsten.

**Figuur 2 Fundamentele prijs van woningen en out-of-samplevoorspellingen**



**Out-of-samplevoorspellingen geven nader inzicht in de voorspelkracht van het CPB-woningprijsmodel.**

Statistieken als *adjusted R-squared* laten vooral zien of het model de historische data goed beschrijft, niet of nieuwe voorspellingen accuraat zijn.<sup>11</sup> Om daarvan een indruk te krijgen kan het model herhaaldelijk geschat worden op een subset van de historische data (tot periode  $t$ ), waarna de voorspelling (in dit geval 8 jaar vooruit) op basis van die modelspecificatie vergeleken kan worden met realisaties (*cross validation on a rolling basis*). Resultaten van deze exercitie worden getoond in figuur 2, rechts. Het model blijkt onder andere de recente stijging van prijzen, gedreven door dalende rente, goed te beschrijven. De daling van woningprijzen na de financiële crisis wordt aanmerkelijk minder goed verklaard door het model: hier speelden naast de beperking van leenruimte mogelijk ook factoren als een laag consumentenvertrouwen een rol. Dit illustreert eens te meer dat een gestileerd voorspelmodel de complexe prijsdynamiek nooit perfect kan beschrijven.

<sup>11</sup> De *adjusted R-squared* van 0,81 duidt overigens op een prima fit in vergelijking tot soortgelijke modellen voor Nederland: De Vries en Boelhouwer (2009) rapporteren een *R-squared* van 0,70, Damen et al. (2016) van 0,83 en Van der Drift et al. (2023) van 0,63.



## 3.4 Data

Ten behoeve van de modelschatting worden enkele externe datareeksen gebruikt. Historische reeksen zijn afkomstig van CBS, DNB, het Hypotheek Datanetwerk (HDN)<sup>12</sup> of volgen uit eigen berekeningen (zie tabel 2). Op de data zijn beperkte transformaties toegepast. Bij de inkomensreeks wordt een lopend gemiddelde over vier perioden (één jaar) genomen om een stabielere reeks te verkrijgen. De hypotheekrente wordt gedefinieerd als lopend gemiddelde over twee perioden, om het verschil in timing tussen de prijsindex en de hypotheekrentereeks weg te nemen. Tenslotte is de cpi seizoensgecorrigeerd om geen periodieke effecten in de deflator te hebben.

Bij inzet van het CPB-woningprijsmodel wordt uitgegaan van CPB-ramingen van de benodigde reeksen. Bij ramingen en doorrekeningen worden intern reeksen voor cpi, inkomen en de hypotheekrente geconstrueerd, die in opeenvolgende ronden tussen de verschillende CPB-modellen waaronder dus het woningprijsmodel en het CPB-macromodel Saffier (CPB, 2021) uitgewisseld worden. De verhouding van starters en doorstromers wordt niet expliciet gemodelleerd en daarom constant verondersteld voor toekomstige jaren. Over de ontwikkeling van de hypotheekmix moet tevens een veronderstelling gemaakt worden: hier is ervoor gekozen om de afnemende trend in het aandeel aflossingsvrije hypotheekrenten sinds 2013 door te trekken.<sup>13</sup> De ratio hierachter is dat sinds 2013 nieuwe aflossingsvrije hypotheekrenten geen recht meer bieden op hypotheekrenteaftrek, waarmee zij aan populariteit inboeten.

Tabel 2 Gebruikte datareeksen en bewerkingen

Reeks	Bewerking	Bron
CPI	Seizoensgecorrigeerd	CBS
Gemiddeld besteedbaar huishoudinkomen	Lopend gemiddelde 4 kwartalen	CBS
Gemiddelde hypotheekrente op nieuwe contracten	Lopend gemiddelde 2 kwartalen	DNB
Prijsindex bestaande koopwoningen		CBS
Verhouding starters/doorstromers		HDN
Hypotheekmix		HDN en WoON
Overwaarde doorstromers		CPB
Gemiddelde effectieve subsidie/belasting tarieven		CPB

# 4 Beleidsanalyse met het CPB-woningprijsmodel: een voorbeeld

Het CPB-woningprijsmodel wordt gebruikt voor doorrekeningen van (fiscale) beleidsmaatregelen. Hieronder vallen onder andere aanpassingen in (maximale) tarieven van hypotheekrenteaftrek en het

<sup>12</sup> Betreft het aflossingsvrije deel van de hypotheeksom, alsmede de verhouding starters-doorstromers. Beide reeksen bestrijken niet de gehele historische periode. Hypotheekdata voor 2009 worden aangevuld met (geïnterpoleerde) observaties uit WoON en WBO. Voor de verhouding starters-doorstromers is vooralsnog geen consistente, langlopende reeks te construeren. Daarom worden aandelen starters en doorstromers constant gehouden in de periode tot 2010.

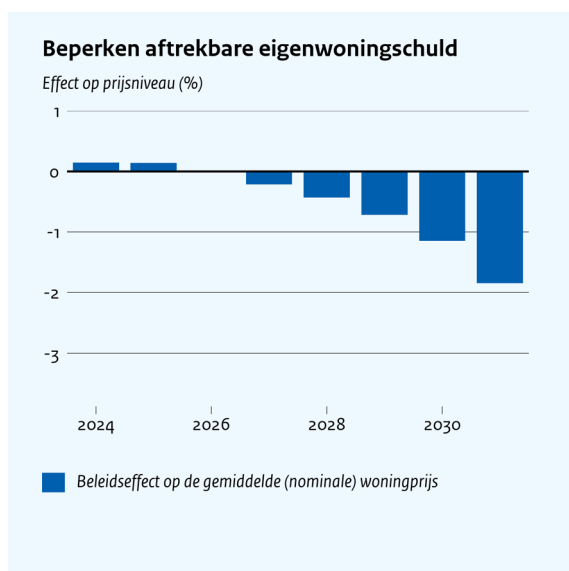
<sup>13</sup> Deze aanname vertaalt zich in een uitfasering van het aandeel aflossingsvrije hypotheekrenten in ongeveer twintig jaar.

eigenwoning-forfait, maar ook aanvullende of vervangende belastingen op de eigen woning. In algemene zin behelzen ze aanpassingen van de woonlasten, die zowel via de verschilterm, het foutencorrectiemechanisme en de autocorrelatieterm een afwijkende prijsontwikkeling geven ten opzichte van het basispad. Het percentuele verschil tussen de nominale, gemiddelde woningprijs in het beleidsexperiment en het basispad wordt geïnterpreteerd als het beleidseffect op woningprijzen. Om de toepassing van het model bij beleidsanalyse te illustreren, zal hieronder een voorbeeldmaatregel uitgewerkt worden.

**Beleidsmaatregelen kunnen tevens een *indirect* effect op woningprijzen hebben.** Hierbij valt te denken aan een verhoging van de arbeidskorting die het besteedbaar inkomen verandert, of extra overheidsuitgaven die de inflatie beïnvloeden. Dergelijk beleid is weliswaar niet gericht op de woningmarkt of de fiscaliteit van de eigen woning, maar kan via een vraagaanpassing desondanks een prijseffect teweegbrengen. Deze indirecte effecten worden per beleidspakket in kaart gebracht door afwijkingen van de inkomens- en cpi-reeks ten opzichte van het basispad, geraamd met het macromodel Saffier (CPB, 2021), te voeden aan het CPB-woningprijsmodel. Zo zijn geraamde effecten op macro-economische variabelen en woningprijzen consistent.

**De voorbeeldmaatregel betreft het beperken van de aftrekbare eigenwoningschuld tot de gemiddelde waarde van een koopwoning.** De maatregel verkleint de subsidie op eigenwoningbezit voor huishoudens met een hoge hypotheek, voor wie hypotheekrenteaftrek het grootste (absolute) voordeel oplevert. Voor huishoudens met een hypotheekschuld lager dan de gemiddelde woningwaarde verandert er niets aan de aftrekbaarheid van de hypotheekrente. Conform de implementatie in Kansrijk Woonbeleid (CPB, 2020c), vervalt tevens het hoogste tarief van het eigenwoningforfait. De maatregel groeit in door de aftrekbare hypotheekschuld in 2024 te maximeren op de grens van het hoogste EWF-tarief (1,2 miljoen euro in 2023), en tevens dit toptarief af te schaffen. Vervolgens neemt de in box 1 aftrekbare eigenwoningschuld jaarlijks af tot deze gelijk is aan de gemiddelde woningwaarde in 2031. Het deel van de hypotheekschuld dat boven de grens valt is net als consumptieve schulden aftrekbaar in box 3.

**Figuur 3** Prijseffect voorbeeldbeleidsmaatregel



**De maatregel wordt geïmplementeerd door aan de hand van microdata de modelparameters bij te stellen.** De geleidelijke beperking van de aftrekbare eigenwoningschuld zorgt ervoor dat de hypotheekrenteaftrek op een kleiner deel van de hypotheeksom betrekking heeft. De resulterende stijging van de woonlasten kan berekend worden door het gemiddelde tarief waartegen hypotheekrente wordt afgetrokken te vermenigvuldigen met dit aandeel. Een deel van de huishoudens ontvangt door verschuiving

van de schuld een fiscaal voordeel in box 3, wat een deel (maar niet het geheel) van de woonlastenstijging tenietdoet.<sup>14</sup> Beide effecten dienen gekwantificeerd te worden op basis van microdata die de spreiding in hypotheekschulden en vermogens van huishoudens goed weergeven. Hiervoor worden gegevens uit WoON 2021 gebruikt.

**Het CPB-woningprijsmodel toont het effect van de beleidsmaatregel op woningprijzen tot 2031.** De manier waarop het prijseffect ingroeit (zie figuur 3) wordt bepaald door de (in dit geval gefaseerde) wijze waarop de maatregel wordt ingevoerd, alsmede door de historische patronen van woonlastenmutaties en prijsaanpassing waarop het model is geschat. Door de directe afschaffing van het hoogste tarief van het eigen woningforfait in 2024 heeft de maatregel in eerste instantie een klein opwaarts effect op woningprijzen. Het prijsdrukkende effect dat voortvloeit uit de afbouw van de subsidie op de eigen woning krijgt de overhand naarmate de aftrekbare eigenwoningsschuld verder wordt verlaagd en steeds meer woningeigenaren geconfronteerd worden met de maatregel. In 2031 ligt de gemiddelde woningprijs naar verwachting 1,8% lager dan zonder beleidsingreep het geval zou zijn.

## 5 Literatuur

Abraham, J. en P. Henderschott, 1996, Bubbles in Metropolitan Housing Markets, *Journal of Housing Research*, Vol. 7(2), pp. 191–207.

Boelhouwer, P. J., 2001, Koopprijsontwikkeling en de fiscale behandeling van het eigen huis, OTB.

Breusch, T., 1978, Testing for autocorrelation in dynamic linear models, *Australian Economic Papers*, Vol. 17, pp. 334-355.

Caldera, A. en A. Johanson, 2013, The price responsiveness of housing supply in OECD countries, *Journal of Housing Economics*, Vol. 22(3), pp. 231-249.

Campbell, J. en J. Cocco, 2005, How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro, *NBER Working Paper No. w11534*.

CPB, 2005, Welke factoren bepalen de ontwikkeling van de huizenprijs in Nederland?

CPB, 2016, Mimosi: Microsimulatiemodel voor belastingen, sociale zekerheid, loonkosten en koopkracht.

CPB, 2017, Prijselasticiteit van het woningaanbod.

CPB, 2020a, Beweging op de woningmarkt: prijzen en volumes.

CPB, 2020b, CPB-woningmarktmodel 2020.

CPB, 2020c, Kansrijk woonbeleid – Update 2020.

CPB, 2021, Het macromodel van het CPB: Saffier 3.0.

Damen, S., F. Vastmans en E. Buyst, 2016, The effect of mortgage interest deduction and mortgage characteristics on house prices, *Journal of Housing Economics*, Vo. 34, pp. 15-29.

---

<sup>14</sup> Door het lagere belastingtarief in box 3 en het hoge heffingsvrije vermogen in verhouding tot het vermogen van veel huishoudens, is de fiscale subsidie op het deel van de hypotheekschuld dat in box 3 valt gemiddeld genomen echter beperkt.

- Davis, M. en F. Ortalo-Magné, 2011, Household expenditures, wages, rents, *Review of Economic Dynamics*, Vol. 14(2), pp. 248-261.
- De Vries, P. en P. Boelhouwer, 2009, Equilibrium between interest payments and income in the housing market, *Journal of Housing and the Built Environment*, Vol. 24, pp. 19-29.
- Dickey, D. en W. Fuller, 1981, Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, Vol. 49(4), pp. 1057-1072.
- DiPasquale, D. en W. Wheaton, 1996, *Urban Economics and Real Estate Markets*, Prentice Hall.
- DNB, 2021, Overzicht financiële stabiliteit - najaar 2021.
- DNB, 2023, Financieringsruimte en huizenprijzen.
- Drake, L., 1993, Modelling UK house prices using cointegration: an application of the Johansen technique, *Applied Economics*, Vol. 25(9), pp. 1225-1228.
- Engle, R. en C. Granger, 1987, Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, Vol. 55(2), pp. 251-276.
- Favilukis, J., P. Mabilie en S. van Nieuwerburgh, S, 2019, Affordable Housing and City Welfare, *NBER Working Paper No. w25906*.
- Godfrey, L., 1978, Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables, *Econometrica*, Vol. 46(6), pp. 1293-1301.
- Hort, K., 1998, The Determinants of Urban House Price Fluctuations in Sweden 1968-1994, *Journal of Housing Economics*, Vol. 7(2), pp. 93-120.
- Levin, E. en R. Wright, R., 1997, The impact of speculation on house prices in the United Kingdom, *Economic Modelling*, Vol. 14(4), pp. 567-585.
- Malpezzi, S., 1999, A Simple Error Correction Model of House Prices, *Journal of Housing Economics*, Vol. 8(1), pp. 27-62.
- McQuinn, K. en G. O'Reilly, 2008, Assessing the role of income and interest rates in determining house prices, *Economic Modelling*, Vol. 25(3), pp. 377-390.
- Meen, G., 2002, The Time-Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide? *Journal of Housing Economics*, Vol. 11(1), pp. 1-23.
- Newey, W. en K. West, 1987, A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica*, Vol. 55(3), pp. 703-708.
- Stock, J. en M. Watson, 1993, A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems, *Econometrica*, Vol. 61(4), pp. 783-820.
- Van der Drift, R., J. de Haan en P. Boelhouwer, 2023, Mortgage credit and house prices: The housing market equilibrium revisited, *Economic Modelling*, Vol. 120, pp. 106-136.
- Vermeulen, W. en J. Rouwendal, 2007, Housing Supply and Land Use Regulation in the Netherlands. *TI Discussion Paper No. 07-058/3*.
- Zhang, L., 2019, Do house prices matter for household consumption? Evidence from Dutch administrative data, *CPB Discussion Paper*.