

KWANTITATIEVE MODELLEN VAN DE WONINGBOUW IN BELGIË 1919 - 1939

DOOR

L. HENS

Aspirant N.F.W.O.

1. INLEIDING

In dit artikel trachten wij een econometrische verklaring te geven voor de evolutie van de woningbouw in België tijdens het interbellum.

Studies van de woningbouw in België voor de periode van 1920-1940 zijn schaars, dit in tegenstelling tot bijvoorbeeld de U.S.A.¹. Het is

1. Zo kunnen we de volgende - niet als exhaustief bedoelde - opsomming geven van studies van de (woning-) bouw tijdens het interbellum in een aantal landen:

Voor de U.S.A.:

Arthur F. BURNS en Wesley MITCHELL, *Measuring Business Cycles*, New York, National Bureau of Economic Research, 1946; J.B.D. DERKSEN, "Long Cycles in Residential Building: an Explanation," *Econometrica*, 1940 (april), pp. 97-116; J.B.D. DERKSEN, "De lange golven in den Amerikaanschen Woningbouw", *Economisch-Statistische Berichten*, 1941, nr. 1305, pp. 68-70; Clarence D. LONG, *Building Cycles and the Theory of Investment*, Princeton, Princeton University Press, 1940; Clarence D. LONG, "Long cycles in the building industry", *Quarterly Journal of Economics*, 1939 (vol. 53), pp. 371-403; Richard F. MUTH, "The Demand for Nonfarm Housing", in: Arnold C. HARBERGER (ed.), *The Demand for Durable Goods*, Chicago, University of Chicago Press, 1960, pp. 27-96; J.R. NEWMAN, *The Building Industry and Business Cycles*, Chicago, University of Chicago Press, 1935, 75 p.; J.R. RIGGLEMAN, "Building Cycles in the United States", *Journal of the American Statistical Association*, 1933 (vol.28), p. 174; C.F. ROOS, *Dynamic Economics*, Bloomington, Indiana, 1934 (hoofdstuk VI); Jan TINBERGEN, "Bewegingen op langen termijn in den Amerikaanschen Woningbouw", *Economisch-Statistische Berichten*, 26 oktober 1938, p. 870; Voor Groot-Brittannië: Harry W. RICHARDSON en Derek H. ALDCROFT, *Building in the British economy between the Wars*, London, George Allen & Unwin, 1968;

Voor Denemarken:

E. HOFFMEYER en K. MORDHORST, "Determinants of Fluctuations in Housebuilding in Denmark 1880-1940", in: A.A. NEVITT (ed.), *The Economic Problems of Housing*, London, MacMillan, 1967, pp. 92-104;

tekenend dat het standaardwerk van BAUDHUIN² de bouwsector in het sectoraal overzicht voor de Belgische economie tussen 1914 en 1939 niet behandelt. Het is pas met de monografie van LEEMAN³ en vooral met het werk van BUYST⁴ dat de vooroorlogse woningmarkt op systematische wijze bestudeerd wordt⁵. Waarschijnlijk ligt de reden voor deze lacune vooral bij de afwezigheid van betrouwbare statistische gegevens over de (woning-)bouwactiviteit en andere economische variabelen voor de beschouwde periode. De reconstructie van cijferma-

Voor Duitsland:

K. HUNSCHA, "Die Dynamik des Baumarkts", *Viertelsjahrhefte zur Konjunkturforschung. Sonderheft 17*, Berlin, Institut für Konjunkturforschung, 1930;

Voor Duitsland, Zweden, U.S.A., Verenigd Koninkrijk: Jan TINBERGEN, *Statistical Testing of Business Cycle Theories*, New York, Agathon Press, 1968 (oorspronkelijke uitgave Genève, Volkerenbond, 1939) (dl. I, hoofdstuk IV).

2. Fernand BAUDHUIN, *Histoire Economique de la Belgique 1914-1939* (2 dln.), Brussel, Bruylant, 1946.

3. A. LEEMAN, *De woningmarkt in België (1890-1950)*, Kortrijk, Jos. Vermaut, 1955.

4. Erik BUYST, "Determinants of Private Expenditure on New Housing in Belgium During the Interwar Period", Leuven, K.U.L., Workshop on Quantitative Economic History, 1987; Erik BUYST, "Investerings in Woongebouwen in België Tijdens de Grote Depressie van de Jaren Dertig en Gedurende de Huidige Economische Crisis: Een Verkennde Vergelijking", *Cahiers Economiques de Bruxelles*, 1987, 116, pp. 99-116.

5. Voor studies van de Belgische bouwsector na W.O.II: VAN E. BROEKHOVEN, E. BORGHERS en A. HAVERMANS, *Dynamica van de bouwsector*, Antwerpen, SESO, 1973; Universitaire Werkgroep (John VAN WATERSCHOOT, Robert VAN STRAELEN en Rik DONCKELS), "Economische en Sociale Betekenis van de Belgische Bouwnijverheid (met proeven van econometrische schatting van de reële vraag naar woningen)", Knokke, sept. 1972; Universitaire Werkgroep (John VAN WATERSCHOOT, Robert VAN STRAELEN, Rik DONCKELS en Herman DAEMS), "Econometrisch model voor de Belgische Woningbouw. Proeve van Specificatie en Schatting", Rapport van het XVIIIde Nationaal Congres van de Belgische Landsbond der Bouwbedrijven en Openbare Werken, Luik, sept. 1975.

Voor een overzicht van het economisch onderzoek dat hieruit voortkwam leze men: R. VAN STRAELEN, "Econometrisch onderzoek in de bouwnijverheid", *Tijdschrift voor Economie en Management*, XXX, 1985, nr. 3-4, pp. 267-94. Een recente studie is: Lucia GOUBERT, "Een onevenwichtsanalyse van de Belgische bouwsector" (ongepubliceerde doctoraats thesis, R.U.G., 1988).

teriaal die in een aantal recente studies⁶ betracht werd, laat echter een bescheiden poging toe om deze leemte op te vullen.

In de volgende paragraaf geven we een kort overzicht van de determinanten van de woningbouw zoals ze meestal door de economische theorie worden voorgesteld⁷. Vervolgens testen we de invloed van deze determinanten op kwantitatieve wijze. Dit gebeurt met behulp van regressie-analyse. We beschouwen eerst eenvoudige formele modellen voor de vraag naar woningen. Daarna wordt de analyse uitgebreid met een dynamisch element in de vorm van een aanpassingsproces, waarbij de werkelijke woningvoorraad zich slechts met vertraging aanpast aan de "gewenste" woningvoorraad. Een dergelijk aanpassingsproces kan cycli in de bouwactiviteit verklaren.

2. DETERMINANTEN VAN DE WONINGBOUW

Gezien het bijzondere karakter van de woning als kapitaalgoed, volstaan de algemeen gangbare investeringstheorieën niet om de woningbouwactiviteit te verklaren. We geven een kort overzicht van de belangrijkste elementen die de woningbouw (kunnen) beïnvloeden.

2.1. Demografische factoren

De maatschappelijke gewoonte dat elk nieuw gezin een woning betreft, brengt met zich mee dat de *nuptialiteit* de centrale demografische variabele is als het om woningbouw gaat⁸. In perioden van recessie kan deze correlatie afgezwakt worden door het verschijnsel dat jonge gezinnen (tijdelijk) bij de ouders inwonen. Figuur 1 geeft de bouw van

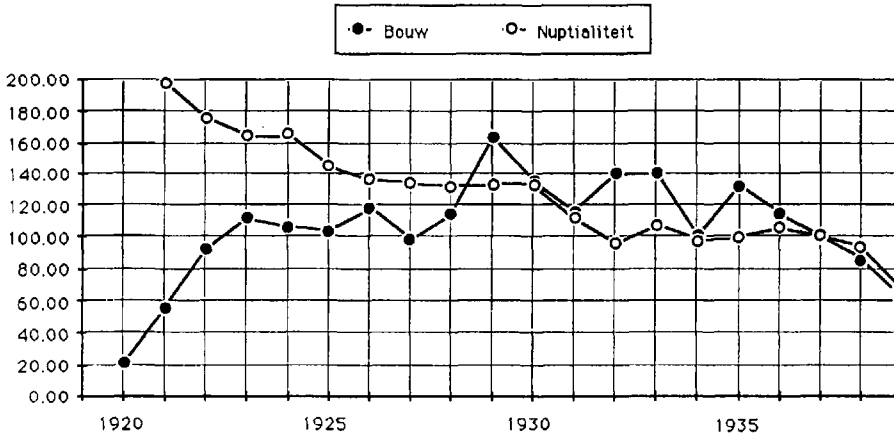
6. Zie onder andere: Erik BUYST, "Bruto Binnenlandse Kapitaalvorming in België tijdens het Interbellum: een Poging tot Reconstructie", Leuven, K.U.L., Workshop on Quantitative Economic History, 1986; Stefaan PEETERS et al., "Reconstruction of the Belgian National Income, 1920-1939. Methodology and Results", Leuven, K.U.L., 1986; Patricia VAN DEN EECKHOUT en Peter SCHOLLIERS, *De Brusselse huishuren: 1800-1840*, Brussel, V.U.B., 1979 [Lonen en prijzen in België in de 19e en 20e eeuw, Prijzen-reeks; 1].

7. Voor een meer uitgebreide bespreking verwijzen we naar de in (4) geciteerde artikels van E. BUYST en naar A. LEEMAN, *op.cit.*

8. A. LEEMAN, *op.cit.*, p.78.

woningen en de netto-aangroei van het aantal gezinnen in België in de periode 1919-1939.

Figuur 1: Bouw en Nuptialiteit, 1919-1939
(indices 1936-1938 = 100)



De *nataliteit* heeft bijgevolg meestal pas een invloed op de omvang van de woningvraag langs de nuptialiteit om, met een vertraging van zowat 20 jaar (het “echo”-effect)⁹. Nochtans is er wel een direct effect mogelijk op de *kwalitatieve* woningvraag: op korte en halflange termijn zal een stijgende nataliteit de woningvraag verschuiven naar ruimere woningen¹⁰.

Ook *migraties*, zowel nationaal als internationaal, beïnvloeden de vraag naar woningen.

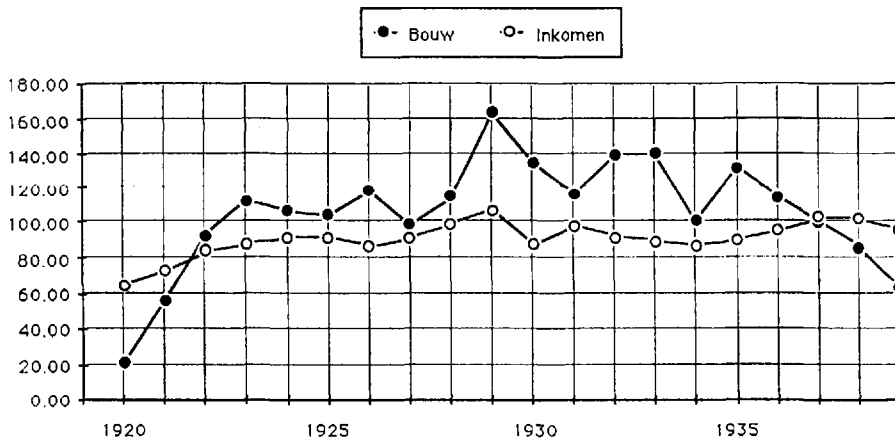
9. Dit “echo”-effect houdt in dat een tijdelijke stijging van de nataliteit leidt tot een geboorten-piek zowat twintig jaar later, wanneer diegenen die tijdens de eerste baby-boom geboren zijn zelf kinderen krijgen. Dit zal op zijn beurt na twintig jaar een nieuwe geboorten-piek veroorzaken enz. A. LOSCH “Population Cycles as a Cause of Business Cycles”, *Quarterly Journal of Economics*, 1936-7, LI, pp. 649-57 baseert zich op dit verschijnsel om de bouwcycli in Duitsland tijdens de 19de eeuw te verklaren.

10. E. SCHIFF, “Family Size and Residential Construction”, *American Economic Review*, XXXVI, 1946, pp. 97-112; nochtans vindt R.F. MUTH, *op.cit.*, p.67, geen significante invloed van de gemiddelde gezinsgrootte op de gemiddelde kwaliteit van nieuwe woningen voor de U.S.A., 1915-1941.

2.2. *Inkomen*

Het ligt voor de hand dat het (beschikbare) inkomen de vraag naar woningen positief beïnvloedt. Deze variabele zou bijgevolg een pro-cyclische invloed op de bouwactiviteit uitoefenen. Bouw en inkomen zijn weergegeven in figuur 2.

Figuur 2: Bouw en inkomen, 1919-1939
(indices 1936-1938 = 100)



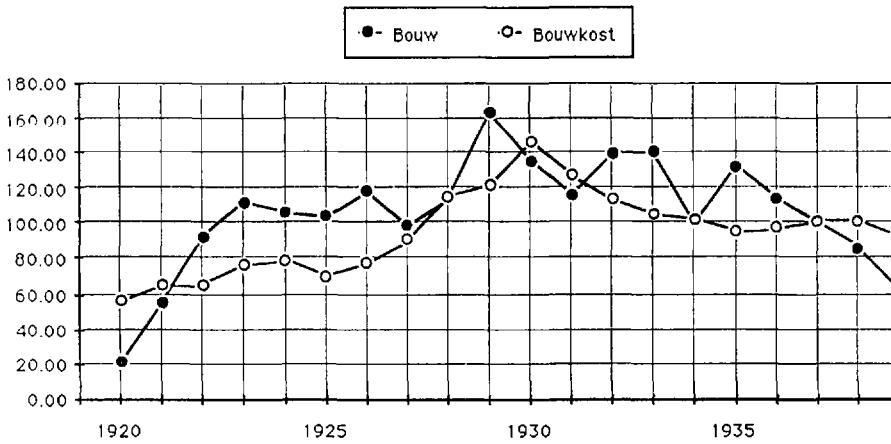
2.3. *Kosten*

De *bouwkosten* en de *interest* vormen een directe determinant van de woningvraag: hoge bouwkosten en hypothecaire interestvoeten verhogen de lasten voor de bouwers en oefenen bijgevolg een negatieve invloed uit op de vraag.

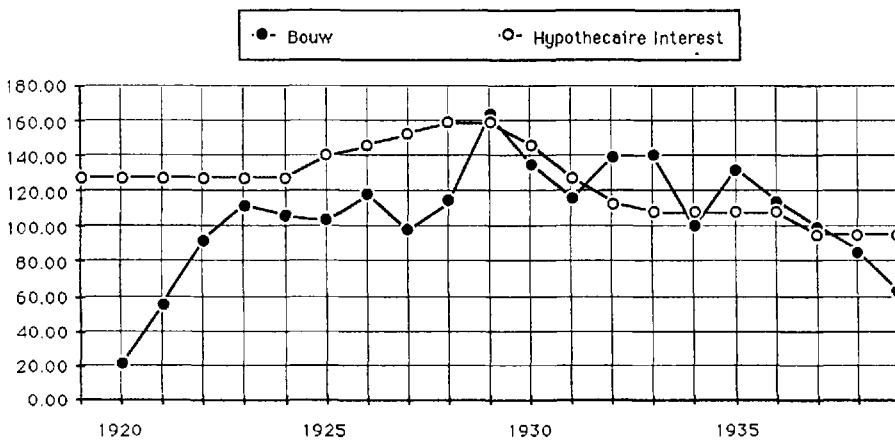
Daar tijdens de opgaande fase van de conjunctuurcyclus de bouwkosten en de interestvoeten stijgen wordt de bouwactiviteit afgeremd; deze variabelen oefenen bijgevolg een anti-cyclische invloed uit op de bouwactiviteit.

Bouw, bouwkosten en interestvoeten zijn weergegeven in figuur 3 en figuur 4.

Figuur 3: Bouw en bouwkost, 1919-1939
(indices 1936-1938 = 100)



Figuur 4: Bouw en hypotheaire interest, 1919-1939
(indices 1936-1938 = 100)



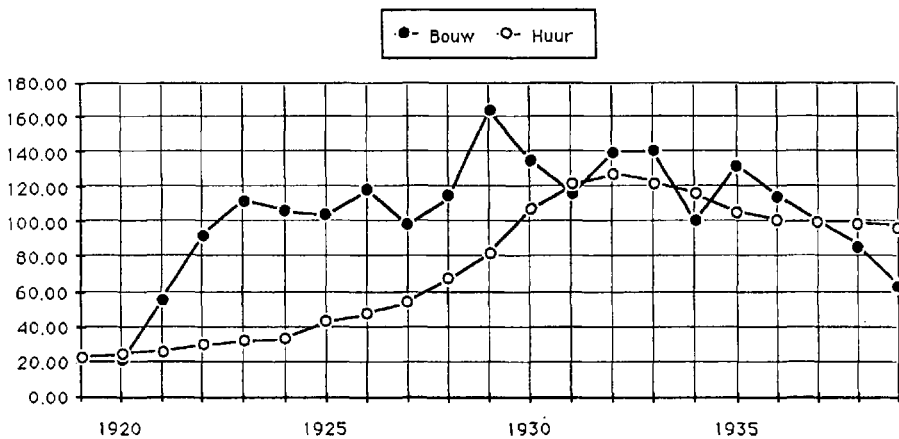
Gezien het rigide karakter van de hypothecaire interestvoet kan het geen verwondering wekken dat de kredietverleners andere karakteristieken van de lening, zoals de terugbetalingstermijn, gebruiken als instrument van hun kredietpolitiek. Deze kredietpolitiek komt tot uiting in de *kredietwilligheid*, met andere woorden: de beschikbaarheid van kredieten. Daar de kredietwilligheid moeilijk direct te meten is, moet men zich behelpen met een of andere indicator¹¹.

2.4. Huur

Daar het huurpeil de vergoeding weergeeft van het bezit van woningen zullen hoge huren een belangrijke prikkel zijn om bijkomende woningen te bouwen, indien de winstgevendheid ervan hoger is dan deze van andere beleggingsvormen. Deze winstgevendheid wordt natuurlijk ook bepaald door de bouwkosten en de interestkosten.

Figuur 5 stelt bouw en huren voor over de periode 1919-1939.

Figuur 5: Bouw en huur, 1919-1939
(indices 1936-1938 = 100)



11. C.F. ROOS *op.cit.* pp. 69-110 gaat uit van het percentage der onderpanden, die wegens het in gebreke blijven van de hypothecaire debiteuren in administratie wordt genomen ("foreclosures"). Deze benadering was noodzakelijk omdat tijdens de bestudeerde periode de hypothecaire interestvoet constant bleef.

2.5. Leegstand

Het percentage leegstaande woningen kan een belangrijke negatieve invloed uitoefenen op de bouwactiviteit, zelfs indien de winstgevendheid van woningbezit voldoende groot is. In een volmaakte markt zou een dergelijke situatie niet voorkomen: de huren zouden onmiddellijk dalen. Het rigide karakter van de huren, dat samenhangt met de termijn van huurcontracten en andere (institutionele) imperfecties van de markt, belet een snelle aanpassing¹².

Voor 1919-1939 zijn voor België geen cijfers voor de leegstand bekend. Soms wordt het verschil tussen de trend van de woningvraag in de werkelijk gerealiseerde woningvraag gebruikt als benadering van de leegstand (zie par. 3.1.).

2.6. Andere factoren

Enkele auteurs wijzen op de rol die *transport-innovaties* spelen bij het tot stand komen van cycli in de bouwactiviteit, wanneer deze transportverbeteringen leiden tot een verplaatsing van industrieel-economische centra en bijgevolg een verplaatsing en concentratie van de werkende bevolking¹³. Gezien de beperkte oppervlakte en het dichte verkeersnet van België kan van een dergelijke massale demografische verschuiving en het bijbehorende effect op de bouwactiviteit nauwelijks sprake zijn¹⁴.

Tenslotte wijzen we nog op het belang van *oorlogen* bij het veroorzaken van schommelingen in de bouwactiviteit. Een oorlog heeft op drie vlakken destabiliserende effecten:

12. J. TINBERGEN, *Statistical Testing ...*, dl. I, p. 93.

13. Zie: M. BOWLEY, "Fluctuations in Housebuilding and the Trade Cycle", *Review of Economic Studies*, IV, 1936-7, p. 168; J.P. LEWIS, *Building Cycles and Britain's Growth*, pp. 133-9; R.C.O. MATTHEWS, *The Trade Cycle. A Study of the Theory of Economic Fluctuations*, Cambridge, Cambridge University Press, 1959, pp. 107, 212; H.W. RICHARDSON en D.H. ALDCROFT, *op.cit.*, pp. 305-11. De term "transport-building cycles" is afkomstig van W. ISARD, "Transport Development and Building Cycles", *Quarterly Journal of Economics*, LVII, 1942; pp. 90-112, en: "A Neglected Cycle: The Transport - Building Cycle", *Review of Economic Statistics*, XXIV, 1942, pp. 149-58 die dit verschijnsel voor het eerst systematisch onderzocht.

14. A. LREMAN, *op.cit.*, p.85.

- de creatie van een enorme geaccumuleerde vraag, die na afloop van de oorlog voor een intense “boom” in de woningbouw kan zorgen;
- de vernieling van een groot aantal gebouwen, die een extra-vraag scheidt en deze “boom” nog verheft;
- belangrijke demografische effecten, zoals een hoge nataliteit na de oorlog, die via het “echo”-effect invloed kan hebben op de bouwactiviteit.

In het geval van België lijkt het geen twijfel dat de Eerste Wereldoorlog een enorme invloed heeft gehad op de bouwactiviteit, vooral in de eerste helft van de jaren '20. Volgens BAUDHUIN¹⁵ waren 72.000 woningen verwoest, 12.000 gedeeltelijk verwoest en werden meer dan 200.000 woningen beschadigd. Daarenboven zou door het stilvallen van de bouwactiviteit tijdens de oorlog een tekort van 100.000 nieuwe gebouwen ontstaan zijn.

3. ECONOMETRISCHE MODELLEN

In deze paragraaf toetsen we enkele econometrische modellen voor de woningbouw in België over de periode 1919-1939. Econometrische modellen laten toe dat de invloed der determinanten gekwantificeerd wordt; aan de hand van hypothesetoetsen kan dan nagegaan worden of deze invloed significant is of niet¹⁶.

3.1. Eenvoudige vraagrelaties.

Op het einde van de jaren dertig schatte J. TINBERGEN¹⁷ een aantal eenvoudige vraagrelaties voor de woningbouw in Hamburg, Stockholm (beide voor W.O.I), het Verenigd Koninkrijk, U.S.A., Zweden (na W.O.I). De basishypothese is dat alle woningen gebouwd worden voor verhuur. De verklarende factoren worden dan in twee groepen

15. F. BAUDHUIN, *op.cit.*, dl. I, pp. 64, 103.

16. Voor meer uitleg over de schatting van econometrische relaties en het principe van hypothesetoetsen kunnen we verwijzen naar inleidingen tot de econometrie, zoals: A. KOUTSOYIANNIS, *Theory of Econometrics. An Introductory Exposition of Econometric Methods* (2nd ed.), London, Macmillan, 1977.

17. J. TINBERGEN, *Statistical Testing...*, dl. I, pp. 90 e.v.

ingedeeld. De eerste groep bestaat uit een aantal factoren die de winstgevendheid van het bezit van woningen bepalen: het huurpeil, de bouwkosten, de interestvoet. In een volmaakte markt vormt de winstgevendheid van het bezit van woningen de meest natuurlijke prikkel tot bouwen. De tweede groep bestaat uit variabelen die de onvolmaaktheid van de woningmarkt weerspiegelen. Vooreerst zal het aantal onbezette woningen een negatieve invloed uitoefenen op de bouwactiviteit (wanneer - zoals voor België - geen gegevens bestaan over het percentage leegstaande woningen, kan het totaal aantal woningen na trendeliminatie gebruikt worden als benadering voor de leegstand). Naast de leegstand wordt ook het inkomen bij deze groep opgenomen. Het inkomen vormt een determinant voor de woningvraag in die zin dat een aantal woningen niet gebouwd worden om verhuurd te worden, maar gebouwd worden door hun toekomstige bewoners. Twee soorten berekeningen worden uitgevoerd: berekeningen waarin huur, bouwkosten en hypothecaire interestvoet als afzonderlijke variabelen voorkomen, en berekeningen die uitgaan van een algemene indicator voor de winstgevendheid, gedefinieerd als een a priori combinatie van deze drie variabelen¹⁸.

De invloed van het inkomen en de verklarende variabelen van de eerste groep op de bouwactiviteit verloopt bij veronderstelling met een vertraging van één jaar. Voor de invloed van de leegstand op de bouwactiviteit werd gexperimenteerd met verschillende lags.

De geschatte relaties zijn bijgevolg:

$$(I) \text{ BOUW} = a_0 + a_1 \text{ HUUR}_{-1} + a_2 \text{ KOST}_{-1} + a_3 \text{ INT}_{-1} + a_4 \text{ LEEGST}_{-1} + a_5 \text{ INK}_{-1} + u$$

en:

$$(II) \text{ BOUW} = b_0 + b_1 Z_{-1} + b_2 \text{ LEEGST}_j + b_3 \text{ INK} + V$$

18. *idem* p. 91-2. De a priori combinatie is afgeleid uit de winstrekening van een hypothetische woning. De bekomen formule is:

$$Z = 0.08 \text{ HUUR} - 0.055 \text{ KOST} - 0.7 \text{ INT}$$

of

$$Z = 0.08 \text{ HUUR} - 0.055 \text{ KOST} - \text{HYPINT}$$

waarbij HYPINT de hypothecaire interestvoet voorstelt. Alle variabelen worden uitgedrukt als afwijkingen t.o.v. hun gemiddelde.

waarin:

- BOUW = de effectief gebouwde woningen
HUUR = het huurpeil
KOST = de kost van nieuwe woningen
INT = de lange termijn interestvoet
LEEGST = het percentage leegstaande woningen
INK = het inkomen
Z = de indicator voor de winstgevendheid van woningbezit
u,v = storingstermen die de variatie in BOUW weergeven die niet door de vorige variabelen verklaard wordt.

De indices geven de vertraging van de variabele aan.

De coëfficiënten hebben het volgende verwachte teken:

$$a_1 > 0; a_2 < 0; a_3 < 0; a_4 < 0; a_5 > 0; b_1 > 0; b_2 < 0; b_3 > 0.$$

We hebben deze relaties geschat voor België over de periode 1919-1939 aan de hand van de beschikbare data, die zijn opgenomen in appendix A. De schatting gebeurde met de methode der kleinste kwadraten (Ordinary Least Squares, OLSQ). De cijfers tussen haakjes onder de geschatte coëfficiënten zijn de t-statistieken, die weergeven of de coëfficiënt significant verschillend is van nul. De determinatie-coëfficiënt R^2 geeft weer welke fractie van de variatie van de endogene veranderlijke (dit is de veranderlijke in het linkerlid) verklaard wordt door de regressie. We geven ook telkens de Durbin-Watson statistiek voor autocorrelatie, afgekort tot D.W.¹⁹.

We bekwamen de volgende resultaten:

$$\begin{aligned} \text{BOUW} = & -0.04 + 0.63 \text{HUUR}_{-1} - 0.16 \text{KOST}_{-1} + 0.16 \text{HYPINT}_{-1} - \\ & [-0.89] \quad [3.01] \quad [-0.49] \quad [2.12] \\ & 1.15 \text{LEEGST}_{-2 \ 1/2} + 0.48 \text{INK}_{-1} \\ & - [-3.11] \quad [1.14] \end{aligned}$$

19 waarnemingen, 1921-1939

$$R^2 = 0.74$$

$$\text{D.W.} = 2.2149$$

De variatie van de BOUW wordt voor 74% door de vergelijking

19. Voor meer uitleg over deze begrippen en hun interpretatie, verwijzen we weer naar een basiswerk over econometrie, bijvoorbeeld: A. KOUTSOYIANNIS, *op.cit.*

verklaard. Alle coëfficiënten hebben het verwachte teken, behalve de coëfficiënt van HYPINT; deze coëfficiënt is net niet significant bij $\alpha=5\%$ (de kritische t-waarde bedraagt 2.160).

Ook de coëfficiënten van KOST en INK zijn niet significant bij $\alpha=5\%$. Indien we de indicator van de winstgevendheid Z als verklarende variabele opnemen, vertoont de coëfficiënt van Z het verkeerde teken (negatief) indien we een lag van 1 jaar veronderstellen. Indien we Z niet vertragen krijgen we:

$$\text{BOUW} = 0.013 + 0.19 Z - 0.63 \text{ LEEGST}_{-2 \ 1/2} + 1.29 \text{ INK}_{-1}$$

[0.23]
[0.19]
[-1.22]
[2.41]

19 waarnemingen, 1921-1939

$$R^2 = 0.31$$

$$\text{D.W.} = 0.9794$$

Dit geeft, na substitutie van

$$Z = 0.08 \text{ HUUR} - 0.055 \text{ KOST} - \text{HYPINT}$$

het volgende resultaat:

$$\text{BOUW} = 0.013 + 0.015 \text{ HUUR} - 0.011 \text{ KOST} - 0.19 \text{ HYPINT} - 0.63 \text{ LEEGST}_{-2 \ 1/2} + 1.29 \text{ INK}_{-1}$$

Tabel 1 (zie bijlage D) laat toe de resultaten die Tinbergen bekwam te vergelijken met de resultaten voor België. Aangezien de variabelen uitgedrukt zijn als procentuele afwijkingen ten opzichte van hun gemiddelde, spelen schaalverschillen geen rol en kunnen we de coëfficiënten met elkaar vergelijken.

Indien we de coëfficiënten met het verkeerde teken buiten beschouwing laten, stellen we vast dat de coëfficiënt van het huurpeil en van het inkomen in België groter zijn dan in de U.S.A., maar aanzienlijk kleiner dan in het Verenigd Koninkrijk. De coëfficiënt van de kost is in absolute waarde het kleinst in België (maar deze coëfficiënt verschilt niet significant van nul, cfr.supra). Ook de significante coëfficiënt van de leegstand is aanzienlijk kleiner dan in de U.S.A.; de vertraging bedraagt in België slechts 2 1/2 jaar tegen 4 1/2 voor de U.S.A. Het experiment met de variabele Z voor de globale winstgevendheid van woningbezit voegt in het geval van België weinig zinvols toe aan de analyse, daar deze variabele geen significant van nul

verschillende coëfficiënt heeft.

3.2. *Dynamische modellen*

De vraagrelaties van paragraaf 3.1. hebben als kenmerk dat de woningbouw in het verleden geen invloed uitoefent op de woningbouw op een zeker ogenblik²⁰. Wanneer we de invloed van de woningbouw in het verleden wel beschouwen, wordt het model *dynamisch*. In bepaalde gevallen kan het feedback-mechanisme dat op dergelijke wijze in het model wordt opgenomen endogene cycli veroorzaken, dit wil zeggen: cycli in de bouwactiviteit die zich voordoen zonder dat noodzakelijk één of meerdere determinanten cyclisch gedrag vertonen. We zetten eerst het mechanisme van een eenvoudig dynamisch model uiteen en geven dan schattingen van dergelijke modellen voor België 1919-1939.

3.2.1. *Mechanisme van het dynamische model*

Het mechanisme van het eenvoudigste dynamische model gaat terug tot de zogenaamde "varkenscyclus"²¹. TINBERGEN²² paste het basis-model voor het eerst toe op de produktie van goederen, i.e. schepen. Het werd door DERKSEN²³ aangepast om cycli in de Amerikaanse woningbouw te verklaren.

Veronderstellen we dat het huurpeil van woningen met een zekere vertraging bepaald wordt door het totaal verkrijgbare aanbod op de woningmarkt, en dat de bouw van nieuwe woningen met een zekere

20. Zo beïnvloedt de woningbouw in het verleden de waarde van bijvoorbeeld LEEGST, KOST en HUUR, maar deze relaties zijn niet in het model opgenomen. De variabelen in het rechterlid worden beschouwd als exogeen.

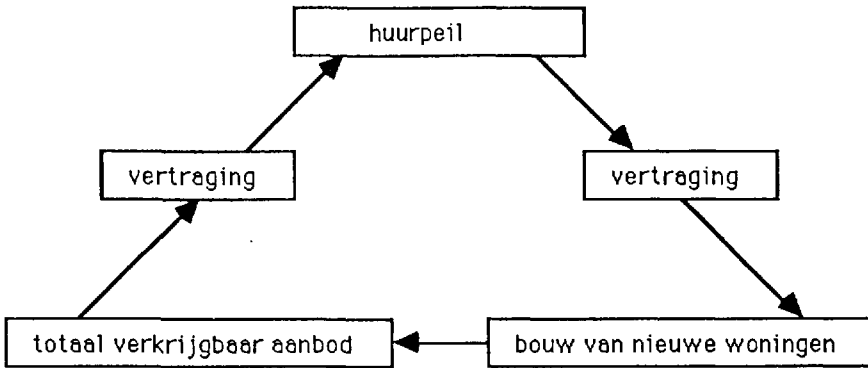
21. J. TINBERGEN, "Ein Schiffbauzyklus?", *Weltwirtschaftliches Archiv*, XXXIV, juli 1931, Heft 1, p. 152 verwijst naar H.L. MOORE, *Synthetic Economics*, New York, 1929 en A. HANAU, "Die Prognose der Schweinenpreise", *Vierteljahrshfte zur Konjunkturforschung. Sonderh. 18.3.*, Berlin, 1930 als grondlegger van de theorie.

22. J. TINBERGEN, "Ein Schiffbauzyklus ?", ...

23. J.A.D. DERKSEN, "Long Cycles...". Een uitgebreider model dat op gelijkaardige wijze rekening houdt met aanpassingsprocessen vinden we bij S.J. MAISEL, "A Theory of Fluctuations in Residential Construction Starts", *American Economic Review*, juni 1963. Ook C.F. ROOS, *op.cit.* hfdst. 6, gebruikt een vergelijkbare dynamische specificatie.

vertraging reageert op schommelingen in het huurpeil (zie figuur 6).

Figuur 6: Voorraad-stroom interacties op de woningmarkt



Indien nu het totaal verkrijgbaar aanbod van woningen niet volstaat om aan de vraag te voldoen zullen na verloop van tijd de huren stijgen. Dit vormt een prikkel tot toenemende bouwbedrijvigheid. Het tekort wordt opgevuld. Door vertragingen en door de ondoorzichtigheid van de markt wordt er zelfs een overschot gecreëerd (zo zijn bijvoorbeeld de huren nog op een relatief hoog peil wanneer het woningtekort reeds is opgevuld). Dit overschot doet na verloop van tijd de huren terug dalen, wat op zijn beurt een negatieve invloed heeft op de bouwactiviteit. Er ontstaat na verloop van tijd een nieuw tekort. Zo kan de cyclus herbeginnen en zet hij zich — door het beschreven inwendig mechanisme — verder. De lengte van elke cyclus en de mate waarin de cyclus gedempt worden naarmate de tijd verstrijkt, worden bepaald door de grootte van de vertragingen en de intensiteit waarmee de bouwnijverheid reageert op een tekort of een overschot. Dit mechanisme kan gemakkelijk wiskundig uitgedrukt worden²⁴.

Dempingsgraad en golflengte zijn dan functie van de parameters van deze uitdrukking.

De voorraad-stroom interacties op de woningmarkt (figuur 6) die aan de basis van het mechanisme liggen, worden door DERKSEN²⁵ door drie structurele vergelijkingen weergegeven.

Een eerste vergelijking drukt de vraag naar nieuwe woningen uit in functie van variabelen die de winstgevendheid van woningbezit weergeven (HUUR en KOST) en van de andere vraagdeterminanten INK en DGEZIN:

$$(III) \text{ BOUW} = a_0 + a_1 \text{ HUUR} + a_2 \text{ KOST}_{.i} + a_3 \text{ INK} + a_4 \text{ DGEZIN}_{.j}$$

waar

BOUW = de effectief gebouwde woningen

HUUR = het huurpeil

24. Zij $f(t)$ het totaal verkrijgbaar aanbod op ogenblik t , en $f'(t)$ de netto-aangroei van het totaal verkrijgbare aanbod. Het aanpassingsmechanisme wordt dan beschreven door de volgende differentiaalvergelijking:

$$f'(t) = -\alpha \cdot f(t - \Theta)$$

waarin α de relatie-intensiteit voorstelt en Θ de som is van de twee in figuur 6 weergegeven vertragingen. Θ en α zijn positief en worden in de beschouwde periode constant verondersteld.

25. J.B.D. DERKSEN, "Long Cycles ..."

KOST = de kost van nieuwe woningen
INK = de toename van het inkomen
DGEZIN = de netto-toename van het aantal gezinnen

De indices geven een vertraging aan.

Een tweede vergelijking drukt uit dat het huurpeil reageert op druk van de woningmarkt (weergegeven door de variabele *RATIO*):

$$(IV) \text{ HUUR} = b_0 + b_1 \text{RATIO}_{-k} + b_2 \text{INK}_{-m} + b_3 T$$

waar

RATIO = de verhouding tussen het aantal gezinnen en het aantal beschikbare woningen

T = trendvariabele

De derde vergelijking geeft weer dat de verhouding (aantal gezinnen) / (aantal beschikbare woningen) bepaald wordt door de toestand op de woningmarkt:

$$(V) \text{RATIO} = c_0 + c_1 \text{AFW}$$

waar:

AFW = het totaal verkrijgbare aanbod

Het totaal verkrijgbare aanbod *AFW* wordt gedefinieerd als het verschil tussen de totale woningvoorraad en de "normale" woningvoorraad²⁶.

De coëfficiënten hebben het volgende verwachte teken:

$$a_1 > 0; a_2 < 0; a_3 < 0; a_4 > 0; b_1 > 0; b_2 > 0; b_3 > 0; b_4 ?; e_1 < 0.$$

Vergelijking (V) geeft weer dat een netto-aanbod van woningen de verhouding (aantal gezinnen) / (aantal beschikbare woningen) doet afnemen ($c_1 < 0$). Dit heeft in vergelijking (IV) tot gevolg dat de huurprijzen dalen ($b_1 > 0$). Deze daling van de huurprijzen doet in vergelijking (III) de bouwbedrijvigheid afnemen ($a_1 > 0$). Hierdoor zal het netto-aanbod van woningen *AFW* dalen²⁷. De hoger beschreven feedback-mechanismen zijn dus in het model aanwezig. Enig rekenwerk (zie appendix B) levert een vergelijking van de vorm

$$f'(t) = -\alpha f(t-\Theta):$$

26. *ibid.* De "normale" woningvoorraad is gelijk aan het totaal aantal gezinnen plus een normaal percentage van leegstaande woningen (*ibid.*, p. 201).

27. Deze relatie is niet expliciet in het model aanwezig, maar volgt uit de definitie van *AFW*.

$$(VI) \text{ BOUW} = \alpha \text{ AFW}_{\Theta} + \text{constante}$$

waar:

$$-\alpha = a_1 b_1 c_1$$

$\Theta = k$ (lag tussen RATIO en HUUR)

3.2.2. Schatting van het model van DERKSEN

Schatting van de structurele vergelijkingen voor België gaf de volgende resultaten:

$$(III) \text{ BOUW} = -11667.4 + 102.84 \text{ HUUR} + 123.61 \text{ KOST} \\ \quad \quad \quad [-0.74] \quad \quad [1.11] \quad \quad [1.29] \\ + 125.52 \text{ DGEZIN}_{-2} + 568.61 \text{ INK} \\ \quad \quad \quad [0.67] \quad \quad \quad [1.84]$$

17 waarnemingen, 1923-1939

$$R^2 = 0.95$$

$$\text{D.W.} = 1.6476$$

$$(IV) \text{ HUUR} = -2565.76 + 23.30 \text{ RATIO}_{-4} - 0.33 \text{ INK} + 14.36T \\ \quad \quad \quad [-10.26] \quad [11.06] \quad [-1.28] \quad [12.55]$$

13 waarnemingen, 1927-1939

$$R^2 = 0.95$$

$$\text{D.W.} = 1.7078$$

$$(V) \text{ RATIO} = 92.11 - 0.000057 \text{ AFW} \\ \quad \quad \quad [104.09] \quad [-15.48]$$

20 waarnemingen, 1920-1939

$$R^2 = 0.93$$

$$\text{D.W.} = 0.0858$$

De vergelijkingen werden geschat met de methode der gewone kleinste kwadraten (ordinary least squares, OLSQ). Gezien de simultaneïteit die in het model aanwezig is, kan dit aanleiding geven tot vertekende

coëfficiënten²⁸. De variabelen KOST in vergelijking (III) en INK in vergelijking (IV) hebben niet het verwachte teken, maar verschillen ook niet significant van nul. De Durbin-Watson statistiek van vergelijking (V) wijst op aanzienlijke positieve autocorrelatie. Deze afhankelijkheid tussen de storingstermen is het gevolg van het feit dat de variabelen RATIO (de verhouding gezinnen / beschikbare woningen) en AFW (het netto-aanbod van woningen, gedefinieerd als de waargenomen woningvoorraad min het aantal gezinnen en min een normaal percentage leegstaande woningen) beide zijn geconstrueerd vanuit het aantal gezinnen en het aantal woningen. Autocorrelatie vertekent de coëfficiënten niet²⁹.

Indien we vergelijking (VI) afleiden bekomen we:

$$(VI) \text{ BOUW} = -0.14 \text{ AFW}_4 (+ \text{constante})$$

De reactie-intensiteit α bedraagt 0.14, de globale lag 4 jaar; de bouwbedrijvigheid reageert dus op een overschot of tekort aan woningen 4 jaar eerder³⁰. De parameter $\beta = a\Theta$ bedraagt 0.56, waaruit volgt³¹ dat de bouw gedempte schommelingen zou vertonen met een periode groter dan $4\Theta = 16$ jaar (zie appendix B).

DERKSEN bekwam voor de U.S.A., 1914-1938, het volgende resultaat:

$$\text{BOUW} = -0.36 \text{ AFW}_2 (+ \text{constante})$$

wat betekent dat de bouwbedrijvigheid gedempte schommelingen zou

28. Zie voor de problematiek van simultaneïteit in econometrische modellen bijvoorbeeld: A. KOUTSOYIANNIS, *op.cit.*, pp.382-5. Bijzondere schattingstechnieken zoals Two Stages Least Squares (2SLS) kunnen een oplossing vormen voor de zogenaamde "simultaneous equation bias".

29. Bij autocorrelatie wordt de variatie van de geschatte coëfficiënten echter onderschat, zodat men het gevaar loopt verklarende variabelen als significant te aanzien wanneer zij dat in werkelijkheid niet zijn. Zie A. KOUTSOYIANNIS, *op.cit.*, pp. 225-9.

30. Directe schatting van vergelijking (VI) geeft als resultaat:

$$\text{BOUW} = -0.14 \text{ AFW}_4 + \text{constante}, R^2 = 0.54 .$$

(- 4.04).

Een lag van 5 jaar gaf bij directe schatting een wat hogere R^2 , nl.0.58, met een geschatte reactie-intensiteit van 0.16.

31. Daar de geschatte coëfficiënten realisaties zijn van kansveranderlijken, dient de analyse feitelijk in termen van waarschijnlijkheid te gebeuren, dit om rekening te houden met de spreiding van de coëfficiënten. Dit is mogelijk door een Bayesiaanse benadering van het probleem. Zie voor een toepassing op een geschatte vergelijking voor de bouwsector: E. VAN BROEKHOVEN et al., *Dynamica* ..., pp. 203-4.

vertonen met een periodiciteit van meer dan 8 jaar.

3.2.3. *Schatting van het model van Muth*

FAIR³² en VANSTRAELEN³³ wijzen op het belang van de studie van MUTH³⁴ bij het introduceren van dynamische elementen in de vraagrelaties naar woongebouwen.

MUTH analyseert de woningmarkt in de U.S.A. over de periode 1915-1941 (met weglating van de oorlogsjaren). Vertrekkend van een aanpassingsproces zoals in par.3.2.1., worden een aantal vergelijkingen afgeleid die toelaten de prijs- en inkomenselasticiteit³⁵ van de vraag naar huisvesting te berekenen onder verschillende veronderstellingen. Deze veronderstellingen hebben onder meer betrekking op de mate waarin de woningvoorraad zich aanpast aan de gewenste woningvoorraad.

De afleiding van het model is opgenomen in appendix C. We hebben een aantal van deze vergelijkingen geschat voor België (1920-1940); we geven telkens de resultaten van Muth voor de U.S.A. ter vergelijking.

a. Voorraad - vraag bij volledige aanpassing

We veronderstellen dat de woningvoorraad zich zo snel zou aanpassen aan veranderende prijzen en inkomens dat op het einde van een gegeven kalenderjaar de werkelijke voorraad gelijk is aan de gewenste voorraad: we bevinden ons dan in een toestand van volledige aanpassing, en kunnen dan de voorraadvraag - vergelijking direct schatten. Indien de vergelijking in log - lineaire vorm geschat wordt, stellen de coëfficiënten elasticiteiten voor.

Voor België geeft de geschatte regressie het volgende resultaat:

LN (WONINGVOORR) =

32. R.C. FAIR, "Disequilibrium in Housing Models", *Journal of Finance*, XXVII, nr. 2, 1972 (mei), pp. 207-30.

33. R. VAN STRAELEN, *op.cit.*

34. R.F. MUTH, *op.cit.*

35. De prijselasticiteit (resp. inkomenselasticiteit) geeft de procentuele verandering van de woningbouw indien de prijs (resp. het inkomen) met 1% toeneemt.

$$13.28 + 0.113 \text{ LN (KOST)} + 0.318 \text{ LN(INK)} - 0.393 \text{ LN (HYPINT)}$$

[30.80] [2.06]
[2.68]
[-6.58]

20 waarnemingen, 1920-1939

$$R^2 = 0.86$$

$$D.W. = 0.7437$$

Tabel 2 laat toe de geschatte elasticiteiten te vergelijken voor België en de U.S.A. De inkomenselasticiteit is kleiner in België; de interest-elasticiteit van de voorraad - vraag in België is (in absolute waarde) aanzienlijk groter dan in de U.S.A.

Tabel 2: Elasticiteiten van voorraad - vraag

	KOST	INK	HYPINT
België 1920 - 1939	-	+ 0.318	- 0.393
U.S.A. 1915 - 1941	- 0.570	+ 0.553	- 0.131

elasticiteitscoëfficiënten die niet het verwachte teken vertonen zijn weggelaten.

b. Stroom - vraag bij onvolledige aanpassing

Voor de schatting van de elasticiteiten onder de meer aannemelijke veronderstelling dat de werkelijke woningvoorraad zich onvolledig aanpast aan de gewenste woningvoorraad gebruikt Muth de stroom - vraag vergelijking (a) uit appendix C, die de bruto-bouw uitdrukt als functie van de determinanten van de gewenste en de werkelijke woningvoorraad.

$$\text{LN (BOUW)} =$$

$$3.52 + 0.648 \text{ LN(KOST)} + 0.368 \text{ LN(INK)}$$

[1.30] [2.34] [0.51]

$$+ 0.571 \text{ LN(HYPINT)} + 0.081 \text{ LN(WONINGVOORR)}_1$$

[1.90] [3.84]

20 waarnemingen, 1920-1939

$R^2 = 0.81$

D.W. = 1.4242

Tabel 3: Elasticiteiten van stroom - vraag

	KOST	INK	HYPINT	WONING- VOORR ₁
België 1920 - 1939	-	+ 0.368	-	-
U.S.A. 1915 - 1941	- 5.54	+ 5.38	0.805	- 5.13

elasticiteitscoëfficiënten die niet het verwachte teken vertonen zijn weggelaten.

De regressie verklaart 81% van de variatie in (het logaritme van) de bouw. Enkel voor het inkomen heeft de geschatte coëfficiënt het verwachte teken, doch deze coëfficiënt verschilt niet significant van nul.

c. Huur/Kost- verhouding als determinant van de woningvraag

Uit het model volgt dat de verhouding van bruto-bouw ten opzichte van de totale woningvoorraad positief varieert met de huur/kost verhouding en negatief varieert met de interestvoet (Appendix C, uitdrukking (f)).

Schatting van deze relatie voor België geeft:

$BOUW/WONINGVOORR_1 =$

$-0.137 + 0.00923 \text{ HUUR/KOST} + 0.000387 \text{ HYPINT}$

$[-1.56] \quad [2.41]$

$[2.97]$

20 waarnemingen, 1920-1939

$R^2 = 0.35$

D.W. = 1.0431

De huur/kost- verhouding heeft een significante, doch zeer kleine coëfficiënt. Voor de U.S.A. (1922-1941) geeft deze regressie een

significante coëfficiënt voor de huur/kost- verhouding, gelijk aan +0.255, met $R^2 = 0.714$.

Daar een woning een lange levensduur heeft, is het aanemelijk dat een investering in een woning niet enkel afhangt van de huidige winstgevendheid, maar ook van de *verwachtingen* die de (potentiële) bouwer koestert met betrekking tot de toekomstige winstgevendheid.

Muth veronderstelt dat de verwachte huur/kost- verhouding de som is van alle vroeger gerealiseerde waarden van de huur/kost- verhouding op de woningmarkt, elk met een gewicht dat exponentieel afneemt naarmate we verder in het verleden teruggaan. In de praktijk wordt deze oneindige reeks benaderd door een som die het minimaal aantal waarden uit het verleden bevat zodat de som der gewichten kort genoeg bij 1 ligt.

De regressievergelijking wordt dan:

$$\text{BOUW} / \text{WONINGVOORR}_{,1} = c'_0 + c'_1 (\text{HUUR/KOST})_e + c'_2 \text{HYPINT}$$

met $(\text{HUUR/KOST})_e =$ verwachte huur/kost- verhouding.

Deze vergelijking kan op twee wijzen geschat worden: de iteratieve methode en de recursieve methode. De afleiding van deze alternatieve methoden is opgenomen in appendix C.

De iteratieve methode geeft voor België het beste resultaat met een gewichtscoefficiënt $\beta = 0.07$ (voor de U.S.A.: $\beta = 0.08$):

$$\begin{aligned} \text{BOUW} / \text{WONINGVOORR}_{,1} = & \\ & -0.00155 + 0.00314 (\text{HUUR/KOST})_2 \\ & [-0.12] \quad [0.48] \\ & + 0.00248 \text{HYPINT} \text{WONINGVOORR}_{,1} \\ & [1.44] \end{aligned}$$

16 waarnemingen, 1924-1939

$R^2 = 0.28$

D.W. = 1.1265

De recursieve methode geeft het volgende resultaat:

BOUW / WONINGVOORR₁ =

$$\begin{aligned} & -0.00337 + 0.00138 \text{ (HUUR/KOST)} - 0.000642 \text{ HYPINT} \\ & \quad [-0.46] \quad [0.38] \quad \quad \quad [-0.32] \\ & + 0.00277 \text{ HYPINT}_{-1} + 0.359 \text{ (BOUW / WONINGVOORR}_{-1})_{-1} \\ & \quad [1.38] \quad \quad \quad [1.79] \end{aligned}$$

19 waarnemingen, 1921-1939

$$R^2 = 0.56$$

$$\text{D.W.} = 1.9977$$

Deze resultaten impliceren een gewichtscoefficiënt β met een waarde in de buurt van 1, hetgeen weinig waarschijnlijk is, en een coëfficiënt voor de verwachte huur/kost- verhouding van 0.00215 (zie appendix C).

Uit de resultaten volgt dat het invoeren van de verwachte huur/kost-verhouding weinig verklaringskracht toevoegt aan het model.

d. De vraag naar de dienst

We leggen de nadruk nu op de *dienst* geleverd door de woning, eerder dan op het *goed* woning. De vraag naar deze huisvestings - diensten wordt onder andere gedetermineerd door de prijs van deze diensten (i.c. de huur) en door het beschikbaar inkomen.

Bij een gegeven woningvoorraad is de stroom van huisvestingsdiensten vast bepaald. Bijgevolg wordt het huurpeil op de markt bepaald door deze woningvoorraad en door het inkomen.

De geschatte huurvergelijking voor België is:

$$\begin{aligned} \text{HUUR} = & -221.9 + 0.000137 \text{ WONINGVOORR}_{-1} - 0.56 \text{ INK} \\ & \quad [-4.50] \quad [5.44] \quad \quad \quad [-0.093] \end{aligned}$$

20 waarnemingen, 1920-1939

$$R^2 = 0.70$$

$$\text{D.W.} = 0.1838$$

We stellen vast dat de coëfficiënt van de woningvoorraad niet het verwachte teken heeft en dat de coëfficiënt van het inkomen niet significant is.

4. BESLUIT

We hebben in dit artikel getracht een aantal econometrische vergelijkingen uit de economische literatuur te schatten voor de woningbouw in België tijdens de periode 1919-1939. De invloed van de kostenelementen, zoals de (hypothecaire) interestvoet en de bouwkosten, op de woningbouwactiviteit is onduidelijk.

Ook de rol die de verwachtingen toch moeten spelen bij dergelijke lange-termijn beslissingen komt niet naar voor uit de empirische resultaten.

Daarentegen blijkt wel dat inkomen en huur een positieve invloed uitoefenen op de woningbouwactiviteit, en dat de woningbouw tijdens het interbellum een inherente neiging vertoonde tot gedempte schommelingen, veroorzaakt door voorraad-stroom interacties.

BIJLAGE A: STATISTISCHE DATA

Tabel A1: De bouw en haar determinanten in België, 1919-1939

JAAR	BOUW	KOST	HUUR	INK	HYPINT	DGE- ZIN
1919	-	-	23.00	-	5.00	-
1920	5355	56.47	24.90	64.94	5.00	-
1921	14155	65.42	26.20	73.22	5.00	51.00
1922	23316	65.78	29.80	83.96	5.00	45.30
1923	28347	76.53	32.30	88.24	5.00	42.30
1924	26916	79.09	34.00	91.47	5.00	42.60
1925	26250	70.19	43.30	91.09	5.50	37.30
1926	29965	77.71	48.20	86.40	5.75	35.00
1927	24873	90.62	54.70	91.51	6.00	34.40
1928	29045	115.47	67.80	99.07	6.25	34.00
1929	41415	121.63	82.40	106.98	6.25	34.30
1930	34202	146.41	107.50	87.27	5.75	34.10
1931	29408	127.35	121.70	97.82	5.00	28.70
1932	35380	113.90	127.80	91.21	4.45	24.70
1933	35540	105.27	122.50	89.09	4.25	27.60
1934	25468	102.53	116.40	86.84	4.25	25.20
1935	33472	95.39	105.80	90.03	4.25	25.70
1936	28942	97.49	100.80	95.19	4.25	27.20
1937	25264	101.20	100.10	102.85	3.75	25.90
1938	21625	101.31	99.10	101.96	3.75	24.00
1939	16028	92.48	97.00	95.43	3.75	17.40

Legende Tabel A1

- BOUW** = bouw van woongebouwen in België (E. BUYST, "Bruto binnenlandse kapitaalvorming in woongebouwen in België tijdens het interbellum: een poging tot reconstructie", Leuven, K.U.L., 1986)
- KOST** = bouwkosten van een volkswoning (A. LEEMAN, *De woningmarkt in België, 1890-1950*, Kortrijk, Jos. Vermaut, 1955, p. 227) (indexcijfer, 1936-1938 = 100)
- HUUR** = huurpeil Brussel (P. VAN DEN EECKHOUT en P. SCHOLLIERS, *De Brusselse huishuren: 1800-1940*, Brussel, V.U.B. 1979, p. 136 (indexcijfer, 1936-1938 = 100)
- INK** = nationaal inkomen tegen constante prijzen (S. PEETERS *et al.*, "Reconstruction of the Belgian National Income, 1920-1939. Methodology and Results", Leuven, K.U.L., 1986) (indexcijfer, 1936-1938 = 100)
- HYPINT** = hypothecaire rentevoet van de erkende maatschappijen van de A.S.L.K. (A. LEEMAN, *op.cit.*, p. 72) (rekenkundig gemiddelde van de rentevoeten van de kredietmaatschappijen aangenomen door de A.S.L.K.; deze tarieven hebben enkel betrekking op leningen voor volkswoningen, *ibid.*, pp. 71-4)
- DGEZIN** = netto-aangroei van het aantal huwelijken (A. LEEMAN, *op.cit.*, p. 94) (in duizenden)

Tabel A2: De Woningvoorraad in België, 1919-1939

	(a)	(b)	(c)
Jaar	aantal woongebouwen ¹	aantal woningen per gebouw ¹	aantal woningen ¹
1919	1.538.325	1.21	1.861.373
1920	1.543.680	1.21	1.867.853
1921	1557.835	1.22	1.900.559
1922	1.581.151	1.22	1.929.004
1923	1.609.498	1.22	1.963.588
1924	1.636.414	1.22	1.996.425
1925	1.662.664	1.22	2.028.450
1926	1.692.629	1.22	2.065.007
1927	1.717.502	1.22	2.095.352
1928	1.746.547	1.22	2.130.787
1929	1.787.962	1.22	2.181.314
1930	1.822.265	1.22	2.223.163
1931	1.851.673	1.23	2.277.558
1932	1.887.053	1.23	2.321.075
1933	1.922.593	1.23	2.364.789
1934	1.948.061	1.23	2.396.115
1935	1.981.533	1.23	2.437.286
1936	2.010.475	1.24	2.492.989
1937	2.035.739	1.24	2.524.316
1938	2.057.364	1.24	2.551.131
1939	2.073.392	1.24	2.571.006

¹ einde periode

Deze reeks werd als volgt berekend:

- (a) Voor het aantal woongebouwen werd vertrokken van de doorlopende statistiek van de bouwvoorraad, opgesteld door het N.I.S. Deze statistiek bestaat slechts vanaf 1930. LEEMAN (*op.cit.*, p. 39), bracht de verschillende groepen van gebouwen terug tot 2. Voor het aantal gebouwen die in hoofdzaak voor bewoning bestemd zijn bekomt men aldus voor 1930 een totaal van 1.822.265.

Voor de andere jaren werd het aantal woongebouwen berekend door dit cijfer telkens te corrigeren door de bouw voor het overeenstemmende jaar (zie tabel A1). We zijn ons bewust van het feit dat aldus geen rekening gehouden wordt met de vervangingen. Het effect van deze correctie zou echter miniem zijn (A. LEEMAN, *op.cit.*, p. 94, voetnoot 1).

- (b) Bron: C. DUPREZ, "Le stock de logement", *Cahiers Economiques de Bruxelles*, 1962, nr. 14, p. 212.

(Deze coëfficiënten hebben feitelijk betrekking op een klasse gebouwen die enigszins ruimer gedefinieerd is dan in (a).

(c) = (a) x (b)

BIJLAGE B

Afleiding van differentiaalvergelijking uit het model van Derksen (J.B.D. DERKSEN, "Long Cycles in Residential Building: an Explanation", *Econometrica*, april 1940, pp.97-116).

Structurele vergelijkingen:

$$(a) \text{ BOUW} = a_0 + a_1 \text{ HUUR} + a_2 \text{ KOST}_{.i} + a_3 \text{ INK} + a_4 \text{ DGEZIN}_{.j}$$

$$(b) \text{ HUUR} = b_0 + b_1 \text{ RATIO}_{.k} + b_2 \text{ INK}_{.i} + b_3 \text{ T}$$

$$(c) \text{ RATIO} = c_0 + c_1 \text{ AFW}$$

Substitutie van (b) in (a) geeft:

$$(d') \text{ BOUW} = d_0 + d_1 \text{ RATIO}_{.k} + d_2 \text{ INK}_{.i} + d_3 \text{ T} + d_4 \text{ KOST}_{.i} + d_5 \text{ INK} + d_6 \text{ DGEZIN}_{.j}$$

waarbij:

$$d_0 = a_0 + a_1 \cdot b_0$$

$$d_1 = a_1 \cdot b_1$$

$$d_2 = a_1 \cdot b_2$$

$$d_3 = a_1 \cdot b_3$$

$$d_4 = a_2, d_5 = a_3, d_6 = a_4$$

Substitutie van (c) in (d') geeft:

$$(d'') \text{ BOUW} = l_0 + l_1 \text{ AFW}_{.k} + l_2 \text{ INK}_{.i} + l_3 \text{ T} + l_4 \text{ KOST}_{.i} + l_5 \text{ INK} + l_6 \text{ DGEZIN}_{.j}$$

waarbij:

$$l_0 = d_0 + c_0 \cdot d_1$$

$$l_1 = c_1 \cdot d_1$$

$$l_2 = d_2, l_3 = d_3, l_4 = d_4, l_5 = d_5, l_6 = d_6$$

Indien we in (d'') alle exogene factoren (INK, DGEZIN en KOST) constant veronderstellen en de trend uitzuiveren, dan bekommen we de vergelijking:

$$(d) \text{ BOUW} = -\alpha \cdot \text{AFW}_{.0} + \text{constante}$$

$$\text{met } -\alpha = c_1 \cdot d_1 = a_1 \cdot b_1 \cdot c_1 < 0$$

$$\text{daar } a_1 > 0, b_1 > 0, c_1 < 0$$

en $\Theta = k$ (lag tussen RATIO en HUUR)

Deze vergelijking is een differentiaalvergelijking van de vorm

$$f'(t) = -\alpha f(t-\Theta)$$

Zij $\alpha \cdot \Theta = \beta$, dan zijn de oplossingen van deze vergelijking:

1) niet periodisch (exponentieel) als $\beta < 1/e$

2) gedempt oscillerend met een periode groter dan 4Θ als

$$1/e < \beta < \pi/2 \quad 1/e < \beta < \pi/2$$

3) schommelend volgens een zuivere sinusfunctie met periode = 4Θ

$$\text{als } \beta = \pi/2$$

4) explosief schommelend met een periode korter dan 4Θ

$$\text{als } \beta > \pi/2$$

BIJLAGE C: HET MODEL VAN R.F. MUTH

(R.F. MUTH, "The Demand for Non-Farm Housing", in: Arnold C. HARBERGER (ed.), *The Demand for Durable Goods*, Chicago, University Press, 1960, pp. 27-96)

Uitgangspunt is de differentiaalvergelijking:

$$h' = d \cdot (h_{des} - h) \quad (a)$$

Hierbij is h' de per capita netto-toename van de woningvoorraad per tijdseenheid, d een proportionaliteitsconstante (of, in de terminologie van Tinbergen, de "reactie-intensiteit") en h_{des} en h resp. de gewenste en de werkelijke woningvoorraad. De waarde van d hangt af van de gebruikte tijdseenheid.

Bovendien veronderstellen we een constante vervangingsratio k . De per capita bruto-toename van de woningvoorraad (h'_g) wordt dan:

$$h'_g = d \cdot (h_{des} - h) + k \cdot h = d \cdot h_{des} - (d - k) \cdot h \quad (b)$$

Muth noemt de gelijkheid (b) de "flow-demand" gelijkheid. Omdat (b) de gewenste woningvoorraad bevat, die we niet kennen, zullen we de gewenste voorraad uitdrukken als een functie van zijn determinanten, zijnde de lange-termijn evenwichtsprijs p , het per capita inkomen y , en de lange-termijn evenwichts-interestvoet (hypothecair) r . Als we deze functie lineair veronderstellen, krijgen we:

$$h_{des} = b_0 + b_1 \cdot p + b_2 \cdot y + b_3 \cdot r \quad (c)$$

Substitutie van (c) in (b) geeft:

$$h'_g = d \cdot b_0 + d \cdot b_1 \cdot p + d \cdot b_2 \cdot y + d \cdot b_3 \cdot r - (d-k) \cdot h$$

Gelijkheid (d) wordt de "excess"-vorm van de flow-demand gelijkheid genoemd (26). Zij drukt de bruto-bouw uit als functie van de determinanten van de gewenste voorraad en de werkelijke woningvoorraad.

Als we beide leden van (b) delen door h , krijgen we de "ratio"- vorm van de flow-demand gelijkheid:

$$(h'_g/h) = - (d-k) + d \cdot (h_{des}/h) \quad (b')$$

Bovendien volgt uit de volmaakte-concurrentie analyse van de woningmarkt de volgende relatie:

$$(h_{\text{new}}/h) = c_0 + c_1 (R/p) + c_2 \cdot r \quad (e)$$

waarbij R het huurpeil voorstelt.

Als we (e) in (b') substitueren, krijgen we:

$$(h'_g/h) = [(c_0 - 1) \cdot d + k] + d \cdot c_2 \cdot (R/p) + d \cdot c_2 \cdot r \quad (f)$$

Volgens (f) varieert de ratio van de bruto-bouw t.o.v. de totale voorraad positief met de ratio van de huur t.o.v. de lange-termijn evenwichtsprijs en omgekeerd met de interestvoet. A.d.h.v. deze vergelijkingen is het nu mogelijk de "stock demand" naar huisvesting te schatten.

Indien we veronderstellen dat eerder de verwachte (R/p) - verhouding de bouwactiviteit beïnvloedt, wordt uitdrukking (f):

$$(h'_g/h) = [(c_0 - 1) \cdot d + h] + d_2 \cdot c_2 \cdot (R/p)_e + d \cdot c_2 \cdot r \quad (f')$$

waarin $(R/p)_e$ = verwachte waarde van (R/p)

$$\text{Zij } (R/p)_e(t) = (1 - e^{-\beta}) \cdot \sum e^{-\beta j} (R/p)(t - j) \quad (g)$$

We kunnen deze uitdrukking ook als volgt formuleren:

$$(R/p)_e(t) = g \cdot (R/p) + (1-g) (R/p)_e(t-1) \quad (h)$$

waarin $g = 1 - e^{-\beta}$

De gewichtscoëfficiënt β kan niet op directe wijze geschat worden. Men kan op 2 wijzen te werk gaan:

(i) *iteratieve methode*: voer de regressie (f') uit voor een aantal waarden van β en kies deze β die de hoogste R^2 oplevert.

(ii) *recursieve methode*: we herschrijven uitdrukking (f'):

$$(h'_g/h)(t) = c'_0 + c'_1 \cdot (R/p)_e(t) + c'_2 \cdot r(t) \quad (f'')$$

Vertragen van (f'') met 1 periode en substitutie in (h) geeft

dan:

$$(h'_g/h)(t) = g \cdot c'_0 + g \cdot c'_1 \cdot (R/p)(t) + c'_2 \cdot r(t) - c'_2 \cdot (1-g) \cdot r(t-1) + (1-g)$$

$$(h'_g/h)(t-1) \quad (i)$$

De gewichtscoëfficiënt β kan nu afgeleid worden uit de coëfficiënt van $(h'_g/h)(t-1)$.

BIJLAGE D: Tabel 1A en 1B
TABEL 1A

Vraagrelatie voor bouw: vergelijking met de resultaten van Tinbergen

$$(A) \text{ Bouw} = a_0 + a_1 \text{ HUUR} + a_2 \text{ KOST} + a_3 \text{ INK} + a_4 \text{ LEEGST} + a_5 \text{ INK} + u$$

LAND	PERIODE	R ²	REGRESSIECOËFFICIËNT EN VERTRAGING () VAN:				
			HUUR	KOST	INT	LEEGST	INK
U.S.A.	1920 - 1935	i) 0.98	(1) 0.31	(1) - 1.90	(1) - 0.02	(4 1/2) - 33.2	(1) 0.10
		ii) 0.98	(1) 0.23	(1) - 1.56	(1) - 0.03	(4 1/2) - 37.0	(1) 0.16
V.K	1925 - 1935	0.98	(1 1/4) 10.09	(1 1/4) - 0.95	(1 1/4) - 0.56	-	(1 1/4) 2.06
ZWEDEN	1924 - 1936	i) 0.94	(1) - 1.16	(1) 0.34	(1) - 0.24	-	(1) 2.22
		ii) 0.94	(1) - 1.43	(1) 0.39	(1) - 0.24	-	(1) 2.25
ZWEDEN (Stockholm)	1924 - 1936	0.90	(1) - 0.52	(1) 3.74	(1) 0.21	-	(1) 4.12
BELGIË	1921 - 1939	0.74	(1) 0.63	(1) - 0.16	(1) - 0.16	(2 1/2) - 1.15	(1) 0.48

TABEL 1B

Vraagrelatie voor bouw: vergelijking met de resultaten van Tinbergen

$$(B) \text{ Bouw} = h_0 + h_1 Z + h_2 \text{ LEEGST} + h_3 \text{ INK} + V$$

LAND	PERIODE	R ²	REGRESSIECOËFFICIËNT EN VERTRAGING () VAN:					
			Winstgevendheid van bouwen Z				LEEGST	INK
			TOTAAL	HUUR	KOST	INK		
U.S.A.	i) 1915 - 1935	0.92	(1) 13.3	(1) 1.21	(1) - 0.93	(1) - 0.12	(4 1/2) - 17.8	(1) 0.10
	ii) 1920 - 1935	0.96	(1) 12.3	(1) 1.23	(1) - 0.90	(1) - 0.12	(4 1/2) - 25.1	(1) 0.16
	iii) 1920 - 1935	0.98	(1) 11.9	(1) 1.19	(1) - 0.87	(1) 0.11	(4 1/2) - 26.5	(1) 0.26
V.K.	1923 - 1935	0.92	(1) 69.0	(1 1/4) 5.49	(1 1/4) - 3.36	(1 1/4) - 0.47	-	(1 1/4) 1.71
ZWEDEN (Stock- holm)	1924 - 1936	i) 0.79	(1) 4.5	(1) 0.69	(1) 0.52	(1) - 0.06	-	(1) 1.66
		ii) 0.83	(1) 7.5	(1) 1.16	(1) 0.94	(1) - 0.12	-	(1) 1.38
BELGIË	1921 - 1939	0.31	(0) 0.19	(0) 0.015	(0) - 0.011	(0) - 0.19	(2 1/2) - 0.63	(1) 1.29

NOOT: De resultaten voor de U.S.A., V.K., Zweden zijn overgenomen uit J. TINBERGEN, *Statistical Testing of Business-Cycle Theories*, dl. I, pp. 104-7. De waargenomen afhankelijke variabele voor de V.S. is het aantal afgeleverde bouwvergunningen of het aantal afgesloten contracten. In de veronderstelling dat het tijdsverloop tot de voltooiing van de woning zowat 1 jaar bedraagt, bekomen we de gegeven vertragingen.

De verschillende regressies voor de U.S.A. en Zweden werden verkregen door gebruik te maken van enigszins verschillende definitie voor de variabelen. Voor details verwijzen we naar J. TINBERGEN, *loc.cit.*

Modèles quantitatifs de la construction résidentielle en Belgique. 1919-1939

PAR
LUC HENS

Résumé

Contrairement à différents autres pays, peu de recherche a été conduite concernant l'activité de construction résidentielle en Belgique entre les deux guerres, le défaut de données statistiques adéquates en étant cité comme une des causes fondamentales. Récemment, des données macroéconomiques ainsi que des données sur la construction pour la période 1919-1939 ont été reconstruites. Dans cet article, quelques modèles économétriques de l'activité de construction sont testés sur base de ces données; ceci permet de comparer les résultats d'autres pays avec la Belgique.

Comme première approche, le modèle statique simple, déjà estimé à la fin des années trente pour plusieurs pays par Tinbergen, est testé pour la Belgique. Puis, le modèle est dynamisé, utilisant une spécification "stock-flow" proposée par Derksen.

Une telle spécification, capable de générer des fluctuations cycliques par le mécanisme bien connu du "cycle des cochons", peut être particulièrement relevant dans le contexte du débat concernant le rôle de la construction dans les mouvements cycliques agrégés. Finalement, la spécification dynamique du modèle demande-"stock" et demande-"flow", estimée par Muth pour les Etats-Unis pour la période 1915-1945, est estimée pour la Belgique. En général, les modèles estimés confirment les hypothèses concernant l'impact du loyer et du revenu comme déterminants de l'activité de la construction résidentielle; le rôle des frais de construction, du taux d'intérêt, et des variables démographiques est moins clair. Les résultats pour la Belgique indiquent aussi que l'activité de la construction résidentielle tendait à réagir aux déséquilibres sur le marché avec un délai global de 4 ans, exhibant des oscillations d'amplitude décroissante d'une période de 16 ans.

Quantitative models of residential building activity in Belgium (1919-1939)

BY
LUC HENS

Summary

In contrast to other countries, little research on Belgian residential building activity during the interwar period has been done; the lack of reliable statistical data may be cited as one of the main reasons. Recently, reconstructed time series for the period 1919-1939 on macroeconomic variables as well as on building activity have become available. In this paper, some existing econometric models of building activity are tested on these data, and the results are compared with results for other countries. In a first approach, a simple static linear model, estimated for several countries by Tinbergen in the late 1930s, is tested for Belgium. In a further step, dynamical effects are introduced in the model. The stock-flow adjustment specification used and proposed by Derksen, may explain cyclical fluctuations through the well-known "hog cycle" mechanism, and is thus especially relevant for the debate on the role of building activity in aggregate cyclical fluctuations. The dynamical specification is then further refined by using the specification of Muth's stock demand and flow demand models for American building activity during 1915-1945. The empirical results of the models in general confirm the hypotheses on the impact of rent and income as determinants of residential building; the role of building costs, interest rates, and demographic variables is less clear. The results for Belgium also indicate that residential building activity tended to react with a global lag of 4 years to surpluses or shortages in the housing market; oscillations had a period of 16 years and were damped.