

Tilburg University

## De verklaring van het renteniveau in Nederland

Bakhoven, A.F.

*Published in:*  
Maandschrift Economie

*Publication date:*  
1971

*Document Version*  
Publisher's PDF, also known as Version of record

[Link to publication in Tilburg University Research Portal](#)

*Citation for published version (APA):*  
Bakhoven, A. F. (1971). De verklaring van het renteniveau in Nederland. *Maandschrift Economie*, 35(12), 577-588.

### General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal

### Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

DE VERKLARING VAN HET RENTENIVEAU IN  
NEDERLAND \*)

door

DRS. A. F. BAKHOVEN

1. *Inleiding*

In 1962 publiceerde Stevers [11] onderstaande vergelijking ter verklaring van het renteniveau op de Nederlandse kapitaalmarkt

$$R = 0,030 \frac{1}{Lq/Y-0,385} - 3,783 \tilde{w}^* + 0,656 R^e + 5,079 \quad (1)$$

(23%)                      (18%)                      (17%)                      (15%)

$$R^2 = 0,94 \quad vNR = 2,94$$

waarin:

R = rente

Lq = liquiditeitenmassa

Y = netto nationaal inkomen tegen marktprijzen

$\tilde{w}^*$  = conjunctuurindicator

$R^e$  = gewogen rente in het verleden, indicator van de renteverwachting

De coëfficiënten van (1) en de daaronder vermelde standaardfouten, de correlatiecoëfficiënt en de Von Neumann ratio zijn op basis van jaarcijfers van de periode 1949-'60 gevonden, door schatting met behulp van de methode der kleinste kwadraten a).

De verklaring van de rente uit de liquiditeitsquote- en ook omgekeerd van de liquiditeitsquote uit de rente - is ook in het buitenland veelvuldig toegepast b).

\*) Dit artikel kwam tot stand met medewerking van ir. A. A. van der Giessen die het in § 3 toegepaste schattingsprogramma ontwierp en van M. J. M. Adamczyk, die de overige berekeningen verzorgde.

a) De vergelijking werd voor de periode 1949-'66 herschat door Nieuwenburg en Koeman [10].

b) Teigen [12] geeft als voorbeelden de studies van Kalecki, Behrman, Latané, Christ, Stedry, Bronfenbrenner and Mayer; deze studies hebben betrekking op de Verenigde Staten. Voor het Verenigd Koninkrijk zijn gelijksoortige studies ondernomen onder meer door Ball [2], Ford and Stark [5], Kavanagh and Walters [7] and Fisher [3].

Tegen een dergelijke verklaring zijn twee bezwaren aan te voeren:

1. Zij levert geen bruikbare basis voor de voorspelling van de rente, zolang een onafhankelijke voorspelling van de liquiditeitenmassa ontbreekt.

Dit klemmt te meer, als aangenomen kan worden dat de liquiditeitenmassa op zich weer afhangt van de rente.

2. Indien rente en liquiditeitenmassa simultaan verklaard moeten worden, is aan de veronderstellingen die aan de methode der kleinste kwadratenschatting ten grondslag liggen niet voldaan.

In § 2 wordt eerst de aard van de rentevergelijking van Stevers nader onderzocht. Vervolgens wordt deze vergelijking gemodificeerd. Tenslotte wordt aan de herschreven Stevers-vergelijking een tweede onafhankelijke vergelijking toegevoegd, waarin eveneens een verband tussen liquiditeitenmassa en rente wordt aangenomen.

In § 3 worden de vergelijkingen geschat. Hierbij wordt mede aandacht geschonken aan het tweede hierboven vermelde bezwaar.

## 2. Een vergelijkingstelsel ter verklaring van rente en liquiditeitenmassa

### a. De structuur van de rentevergelijking van Stevers

Stevers deelde de houders van liquiditeiten in twee groepen in c):

I huishoudingen, die op grond van hun behoeften aan liquiditeiten enerzijds en de liquiditeiten waarover zij beschikken of de beschikking zullen krijgen anderzijds, liquiditeiten te leen vragen en wel minder naarmate de rente hoger is;

II huishoudingen, die op grond van gelijksoortige overwegingen liquiditeiten te leen aanbieden en wel meer naarmate de rente hoger is.

In symbolen:

$$\text{voor groep I } L_I = f_1(Lq \text{ beh}_I, Lq_I, R) \quad (2)$$

$$\text{voor groep II } L_{II} = f_2(Lq \text{ beh}_{II}, Lq_{II}, R) \quad (3)$$

waarin:

$L$  = het te lenen bedrag door resp. van groep I en II

$Lq \text{ beh}$  = liquiditeitsbehoefte

---

c) Vgl. [11], blz. 172.

Bij de veronderstelling dat (2) en (3) herschreven kunnen worden in *d*)

$$L_I + Lq_I = f_1(Lq \text{ beh}_I, R) \quad (4)$$

$$L_{II} + Lq_{II} = f_2(Lq \text{ beh}_{II}, R) \quad (5)$$

ontstaat bij evenwicht ( $L_I = L_{II}$ ) door sommatie

$$Lq_I + Lq_{II} = f_1(Lq \text{ beh}_I, R) + f_2(Lq \text{ beh}_{II}, R)$$

$$\text{of } Lq = f_3(Lq \text{ beh}, R) \quad (6)$$

Voor de liquiditeitsbehoefte veronderstelde Stevers, op grond van de bekende motieven, onderstaand verband:

$$Lq \text{ beh} = f_4(Y, \tilde{w}^*, R^e) \quad (7)$$

waarin  $Y$  is opgenomen als indicator voor de transactiebehoeften,  $\tilde{w}^*$  - een conjunctuurindicator - als variabele die zowel de financieringsbehoefte als de verzorgingsbehoefte beïnvloedt, en waarin  $R^e$  van belang is in verband met het speculatie-motief.

Opvallend is dat bij Stevers de rente niet mede bepalend is voor de transactiebehoefte; door de afzonderlijke opneming van de rente in (2) en (3) heeft dit echter geen invloed op het hiernavolgende.

Indien (7) wordt gesubstitueerd in (6) ontstaat

$$Lq = f_5(Y, \tilde{w}^*, R^e, R) \quad (8)$$

Geconcludeerd kan worden, dat deze vergelijking -die Stevers schatte in de vorm (1) - opgevat kan worden als een gedragsrelatie ten aanzien van het liquiditeitenbezit.

#### b. *De vergelijking voor de vraag naar liquiditeiten*

Afgezien van de vorm heeft vergelijking (8) op twee punten aanvulling, en wel met betrekking tot de indicator voor de transactiebehoefte en de variabele die van belang is voor het speculatiemotief.

Zoals onder meer door Friedmann [4] beschreven, wordt het verband tussen transacties en transactiebehoefte beïnvloed door variabelen zoals

---

*d*) Stevers maakte impliciet een zelfde veronderstelling zie [11], blz. 174.

betalingsgewoonten en andere mechanische aspecten van het betalingsproces. Bovendien is de verhouding tussen transacties en het nationale inkomen of een afzetvariabele, die als indicator voor de transactiebehoefte kunnen worden gekozen, niet constant in de tijd. Friedmann schreef "the volume of transactions will clearly be affected by vertical integration or disintegration of enterprises, which reduces or increases the number of transactions involved in a single income circuit, or by technological changes that lengthen or shorten the process of transforming productive services into final products. The volume of income will not be thus affected". *e)*

Aangenomen is dat de variabelen, die op grond van de hierboven gegeven argumenten van Friedmann de verhouding bepalen tussen transactiebehoefte en nationaal inkomen, benaderd kunnen worden door een trendterm. Als functionele vorm is hiervoor een hyperbool gekozen:

$$TLq = \frac{\alpha}{t - \beta TLq - \gamma} + \delta \quad (9)$$

waarin TLq de trendmatige waarde van de liquiditeitenmassa voorstelt per medio van het jaar, uitgedrukt in de afzet V. De liquiditeitenmassa per medio van het jaar is benaderd door het gemiddelde van de massa per ult. van het lopende jaar en die in het daaraan voorafgaande jaar. Zoals uit (9) blijkt is impliciet aangenomen dat de liquiditeitsquote asymptotisch tot een horizontaal nadert. Voor  $\beta$  is een negatieve hellingshoek gekozen om de trendcurve "naar het verleden" niet te snel tot onwaarschijnlijk hoge quoten te doen leiden. De overige parameters zijn verkregen door schatting met behulp van de methode der kleinste kwadraten, waarbij de extra vrijheidsgraad die bij de schatting van een dergelijke hyperbool aanwezig is, is benut om te zorgen dat de residuen in 1957 en 1966 van gelijke grootte zijn. Met andere woorden: er is niet gestreefd naar een zo groot mogelijke aanpassing van de trend aan de gerealiseerde waarden van de quote maar er is getracht een scheiding aan te brengen tussen de trendmatige daling die niet als liquiditeitsverkrapping moet worden aangemerkt en de daling waarbij dit wel het geval is. Hiertoe is verondersteld, dat de liquiditeitsquote in de jaren van zeer sterke verkrapping (1957 en 1966) even ver onder zijn trend lag. De gevonden trend is getekend in figuur 1.

De behoefte aan liquiditeiten uit speculatieoverwegingen hangt samen met de onzekerheid over het beloop van de rente in de toekomst. Niet de veranderingen in de rente zelf bepalen de mutatie in de speculatie-

*e)* Vgl [4], blz. 199. Keynes schreef veertig jaar eerder hetzelfde; vgl. [8], blz. 44 en 45.

behoefte maar de veranderingen in de rente t.o.v. de veranderingen in de verwachte rente.. Keynes schreef dan ook "... a given  $M_2$  (de speculatiekassen) will not have a definite quantitative relation to a given rate of interest of  $r$ ; - what matters is not the absolute level of  $r$  but the degree of its divergence from what is considered a fairly safe level of  $r$ , having regard to those calculations of probability which are being relied on". *f*)

Als indicator voor de speculatiebehoefte is in verband hiermee in onderstaande vergelijking opgenomen de variabele  $R/R^e$ . De gekozen specificatie van (8) na toevoeging van de trend luidt dan *g*):

$$Lq_{-1/2}/V = TLq + \alpha_1 R/R^e + \alpha_2 R + \alpha_3 \hat{w}^* + \alpha_4 \quad (10)$$

*c. Het aanbod van liquiditeiten*

Naast het verband tussen liquiditeiten en rente via de vraagvergelijking bestaat er een tweede relatie tussen beide grootheden via het aanbod. Dit aanbod bestaat uit de mutaties in de liquiditeitenmassa ten gevolge van

- kredietverlening van banken aan de particuliere sector,  $Lq$  (ba);
- overige liquiditeitscreërende transacties van het bankwezen met de particuliere sector;
- liquiditeitscreatie t.b.v. de overheid;
- liquiditeitscreatie via het betalingsverkeer met het buitenland.

De laatste drie componenten van het aanbod,  $Lq$  (ex), zijn exogeen verondersteld; dit in verband met gebrek aan kennis omtrent de determinanten van deze aanbodscomponenten en het gedeeltelijk gepredetermineerde karakter. Dit laatste geldt, door de invloed van het "beleid" op deze grootheden, voor de liquiditeitscreatie t.b.v. de overheid en de creatie via het kapitaalverkeer met het buitenland. Voor de liquiditeitscreatie via het lopende verkeer met het buitenland geldt het gepre-

*f*) Vgl. [9], blz. 201.

*g*)  $-R^e$  is in deze vergelijking als volgt gedefinieerd:

$$R_t^e = 0,5 \sum_{i=1}^{\infty} 0,5^{(i-1)} R_{t-i}$$

—  $\hat{w}^*$  is gedefinieerd als de geregistreerde arbeidsreserve in % van de afhankelijke beroepsbevolking gemeten in afwijking van de (hyperbolische) trendwaarde conform de formule

$$\hat{w} = \frac{39,85}{t + 9,46} - 0,19 \quad (t = 1 \text{ in } 1950)$$

determineerde karakter in verband met de grote mate van recursiviteit tussen reële sfeer - waarvan het saldo op de lopende rekening de resultante is - en monetaire sfeer. Deze recursiviteit is het gevolg van de vertraagde doorwerking in de reële sfeer van veranderingen in monetaire variabelen.

De kredietverlening die bijdraagt tot de liquiditeitsvoorziening, is op zichzelf beschouwd de resultante van vraag naar en aanbod van kredieten.

De kredietvraag zal, zo kan worden aangenomen, toenemen naarmate de te financieren afzet stijgt. De vragers zullen minder krediet opnemen al naargelang meer uit de winst kan worden gefinancierd. Voorts zal de kredietvraag gedrukt worden door hogere kredietkosten. Deze laatste komen niet alleen tot uiting in de te vergoeden rente maar ook in provisies e.d.

In formule kan de kredietvraag als volgt worden beschreven:

$$\Delta Lq (ba) = g_1 (V, Z^B, Rb) \quad (11)$$

waarin:

$\Delta Lq (ba)$  = kredietverlening

$Z^B$  = beschikbaar niet-looninkomen

$Rb$  = indicator voor de kredietkosten

De aanbieders van krediet, de banken, zullen de kredietkosten die in rekening worden gebracht, afstemmen op de hoogte van de rente en de kredietvraag. In perioden van kredietbeperking zullen de banken, bij de vaststelling van de kredietkosten, zich tevens laten leiden door de toegestane kredietekspansie.

Voor het aanbod kan de volgende vergelijking worden geschreven:

$$Rb = g_2 (R, \Delta Lq (ba), D) \quad (12)$$

waarin  $D$  de invloed van de kredietrestricties weergeeft.

Daar gegevens over  $Rb$  ontbreken zal voorlopig een schatting van (11) en (12) niet mogelijk zijn. Wel is de "reduced form" van deze vergelijkingen te schatten. Deze, opgelost naar  $R$ , is als volgt gespecificeerd *h*):

$$\Delta R = \beta_1 \Delta Lq (ba) + \beta_2 \hat{V} + \beta_3 Kr + \beta_4 \hat{Z}^B + \beta_5 \quad (13)$$

*h*) Indien procentuele mutaties van variabelen genomen zijn, is dit aangegeven met een stip boven de variabele.

De variabele Kr is een gewogen som van D en zijn vertraagde. Aangenomen is dat de banken met vertraging de invloed van kredietrestrictieve maatregelen volledig kunnen laten inwerken op de kredietverlening; voorts is verondersteld dat deze invloed na verloop van tijd gecompenseerd zal worden. Met andere woorden: aangenomen is dat het kredietbeleid slechts een vertraging teweegbrengt in de kredietverlening *i*).

### 3. De schatting der coëfficiënten in vraag en aanbodvergelijkingen

Het vraag- en aanbodstelsel ziet er, na completering van (10) en (13) met enkele identiteiten, als volgt uit.

$$100(Lq_{-1/2}/V - TLq) = \alpha_1 R/R^e + \alpha_2 R + \alpha_3 \bar{w}^* + \alpha_4 \quad (10)$$

$$\Delta R^N = \beta_1 Lq^*(ba) + \beta_2 \bar{V} + \beta_3 Kr + \beta_4 \bar{Z}^B + \beta_5 \quad (13)$$

$$Lq^*(ba) = \frac{[Lq - Lq_{-1} - Lq(ex)]}{Lq(ba)_{-1}} \quad (14)$$

$$Lq = 2 Lq_{-1/2} - Lq_{-1} \quad (15)$$

$$R^N = \Delta R^N + R^N_{-1} \quad (16)$$

In eerste instantie zijn de vergelijkingen (10) en (13) geschat met behulp van de methode der kleinste kwadraten. Aan het eerste bezwaar dat in de inleiding is genoemd is tegemoetgekomen; met behulp van bovenstaand stelsel is de rente te voorspellen zonder dat vooraf kennis van de waarde van Lq noodzakelijk is. Het tweede bezwaar is niet weggenomen. Aan de bij de methode der kleinste kwadraten gehanteerde veronderstelling dat

$$\Sigma (\Delta R^N - \beta_1 Lq^*(ba) - \beta_2 \bar{V} - \beta_3 Kr - \beta_4 \bar{Z}^B - \beta_5)^2$$

een absoluut minimum heeft bij differentiatie naar  $\beta_1$

*i*) Vgl. A. F. Bakhoven [1].



zal niet zijn voldaan. Dit wordt gedemonstreerd door het niet opgaan van de aan deze differentiatie ontleende gelijkheid:

$$\text{cov} [L\hat{q}(ba), \mu_1] = 0$$

waarin  $\mu$ , het residu is van vgl (13) j).

Schatting van de herleide vorm van bovenstaand stelsel geeft geen oplossing; door de niet-lineaire vorm van het stelsel zouden de schattingsproblemen nog toenemen.

De uitweg dient te worden gezocht in aanpassing van óf het economische model óf van het statistische model.

De eerste methode (bijv. two-stage en multi-stage least squares) is niet gevolgd. Gekozen is voor aanpassing van het statistische model en wel door de afgeleide veronderstelling:

$$\text{cov} [L\hat{q}(ba), \mu_1] = 0$$

te vervangen door:

$$\text{cov} [L\hat{q}(ba)^*, \mu_1] = 0$$

waarin  $L\hat{q}(ba)^*$  de berekende waarde is, die wordt verkregen door schatting van de structuurvergelijking (10) en door berekening met behulp van de definitievergelijkingen van  $L\hat{q}(ba)^*$  uit de berekende waarde van  $Lq^{-1/2}/V$ . Op analoge wijze is verondersteld k):

$$\text{cov} [R^*, \mu_2] = \text{cov} \begin{bmatrix} R^* \\ R^e \end{bmatrix}, \mu_2 = 0$$

De gevolgde methode komt neer op het hanteren van de methode der instrumentele variabelen waarbij als instrumenten zijn gebruikt de exogenen en de op bovengenoemde wijze berekende waarden van de als verklarende variabelen opgenomen endogenen.

Via iteraties werden stabiele waarden voor de coëfficiënten van de schattingsvergelijkingen gevonden. In de tweede en derde iteratie ronde verschilden de coëfficiënten slechts in de derde decimaal.

In onderstaande tabel zijn de resultaten weergegeven van de schatting met behulp van de methode der kleinste kwadraten en die op basis van de gewijzigde veronderstellingen. De resultaten met betrekking tot de rentevergelijking lagen nogal uiteen. Daar bij de kleinste kwadraten

j) Vgl. Johnston [6], § 9.1.

k) De schattingsmethode op basis van deze veronderstellingen is uitgewerkt door A. A. van der Giessen op het Centraal Planbureau.

schatting van een onjuiste veronderstelling is uitgegaan moet de voorkeur worden gegeven aan de schatting op basis van de gewijzigde veronderstellingen 1). De resultaten van deze laatste procedure zijn in figuur 2 weergegeven.

te verklaren variabele	veronderstellingen statistisch model	coëfficiënten verklarende variabelen en standaardfouten	R <sup>2</sup>	v.NR
100(Lq-1/V - TLq)	methode kleinste kwadraten	-3,878 R/R <sup>e</sup> -1,102 R+1,035w* (43%) (18%) (25%) +9,749 (14%)	0,88	2,14
idem	cov[R <sub>1</sub> <sup>*</sup> , μ <sub>2</sub> ] = cov[ $\frac{R^*}{R^e}, \mu_2$ ] = 0 i.p.v. cov[R <sub>1</sub> , μ <sub>2</sub> ] = cov[ $\frac{R^1}{R^e}, \mu_2$ ] = 0	-4,268 R/R <sup>e</sup> -1,092 R+1,022w* (42%) (18%) (25%) +10,120 (15%)	0,88	2,14
AR	methode kleinste kwadraten	-0,066 L̄q(ba)+0,196 V̄-0,105Kr (22%) (12%) (71%) -0,038 Z <sup>B</sup> -0,426 (19%) (37%)	0,86	2,70
idem	cov[L̄q(ba) <sup>*</sup> , μ <sub>1</sub> ] = 0 i.p.v. cov[L̄q(ba), μ <sub>1</sub> ] = 0	-0,105 L̄q(ba)+0,241V̄-0,185 Kr (45%) (24%) (70%) -0,036 Z <sup>B</sup> -0,318 (27%) (73%)	0,78	2,71

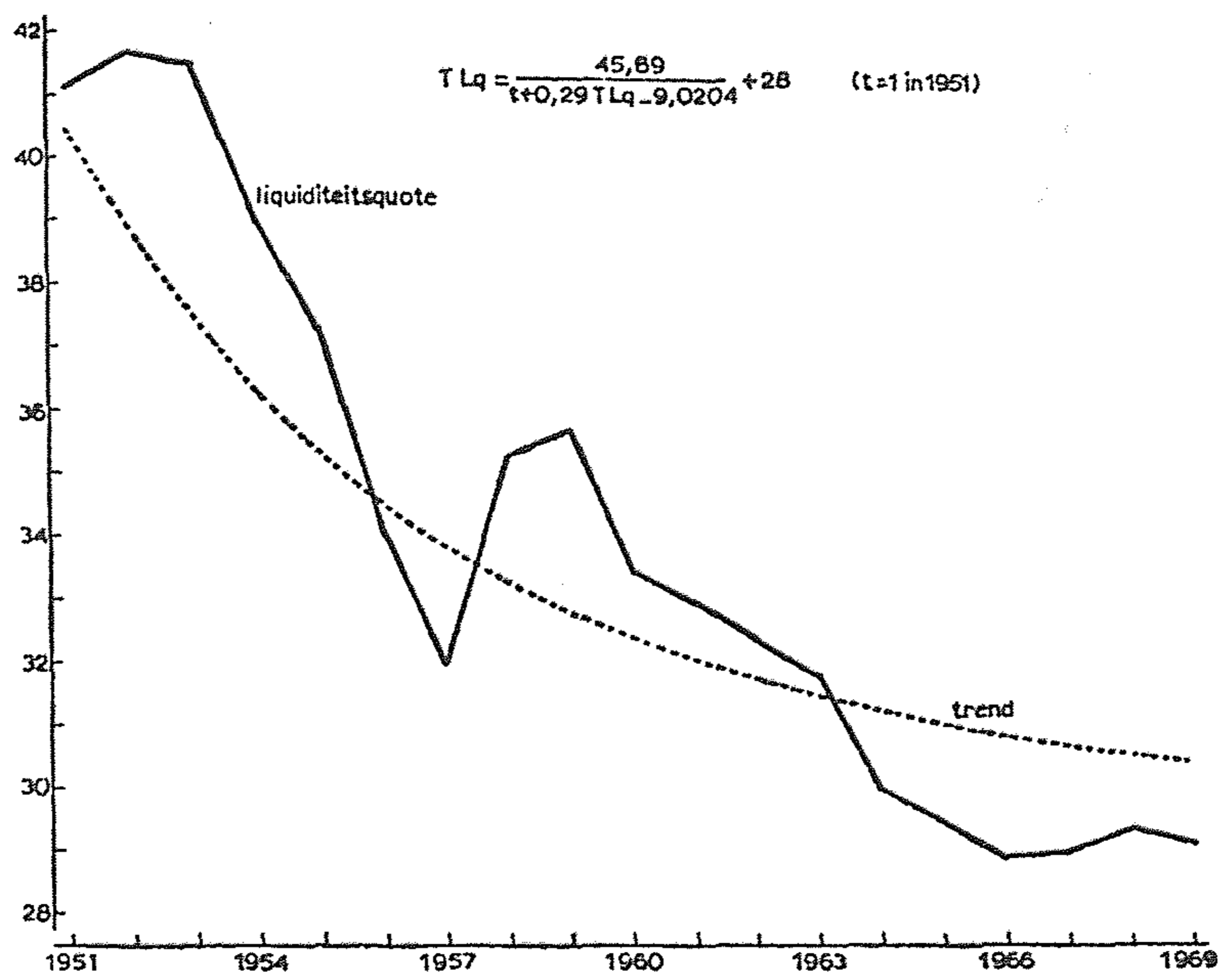
1) De ervaringen die met deze nieuwe schattingsmethode zijn opgedaan zijn nog onvoldoende om verder in te kunnen gaan op de eigenschappen der schatters.

#### GECITEERDE LITERATUUR

- [1] *A. F. Bakhoven*, "De invloed van het kredietbeleid op de Nederlandse economie", Bank- en Effectenbedrijf, juni 1970.
- [2] *R. J. Ball*, "Some econometric analysis of the long-term rate of interest in the United Kingdom, 1921-'61", The Manchester School of Economic and Social Studies, January, 1965.
- [3] *Douglas Fisher*, "The demand for money in Britain: quarterly results 1951 to 1967", The Manchester School of Economic and Social Studies, December 1968.
- [4] *Milton Friedman*, "A theoretical framework for monetary analysis", Journal of Political Economy, March/April 1970.
- [5] *J. L. Ford and T. Stark*, Long en short-term interest-rates, Basil Blackwell, Oxford, 1967.
- [6] *J. Johnston*, Econometric Methods, McGraw-Hill, New York, 1963.
- [7] *N. J. Kavanagh and A. A. Walters*, "Demand for money in the U.K., 1877-1961: some preliminary findings", Bulletin Oxford University Institute of Economics and Statistics, May 1966.
- [8] *John Maynard Keynes*, A treatise on money, volume II, the applied theory of money, MacMillan, London, Reprint 1965.
- [9] *John Maynard Keynes*, The general theory of employment interest and money, MacMillan, London, Reprint 1947.
- [10] *C. K. F. Nieuwenburg en M. F. Koeman*, "Actuele en berekende kapitaalmarktrente", Maandschrift Economie, januari 1969.
- [11] *Th. A. Stevers*, Rentever verschillen en renteniveau, Nijgh en van Ditmar, Rotterdam/Den Haag, 1962.
- [12] *Ronald L. Teigen*, "The demand for and supply of money", Readings in money, national income and stabilization policy. Editors: W. L. Smith and R. L. Teigen, Richard D. Irwin, Inc. Homewood, Illinois, Revised edition 1970.

figuur 1.

LIQUIDITEITSQUOTE EN ZIJN TREND

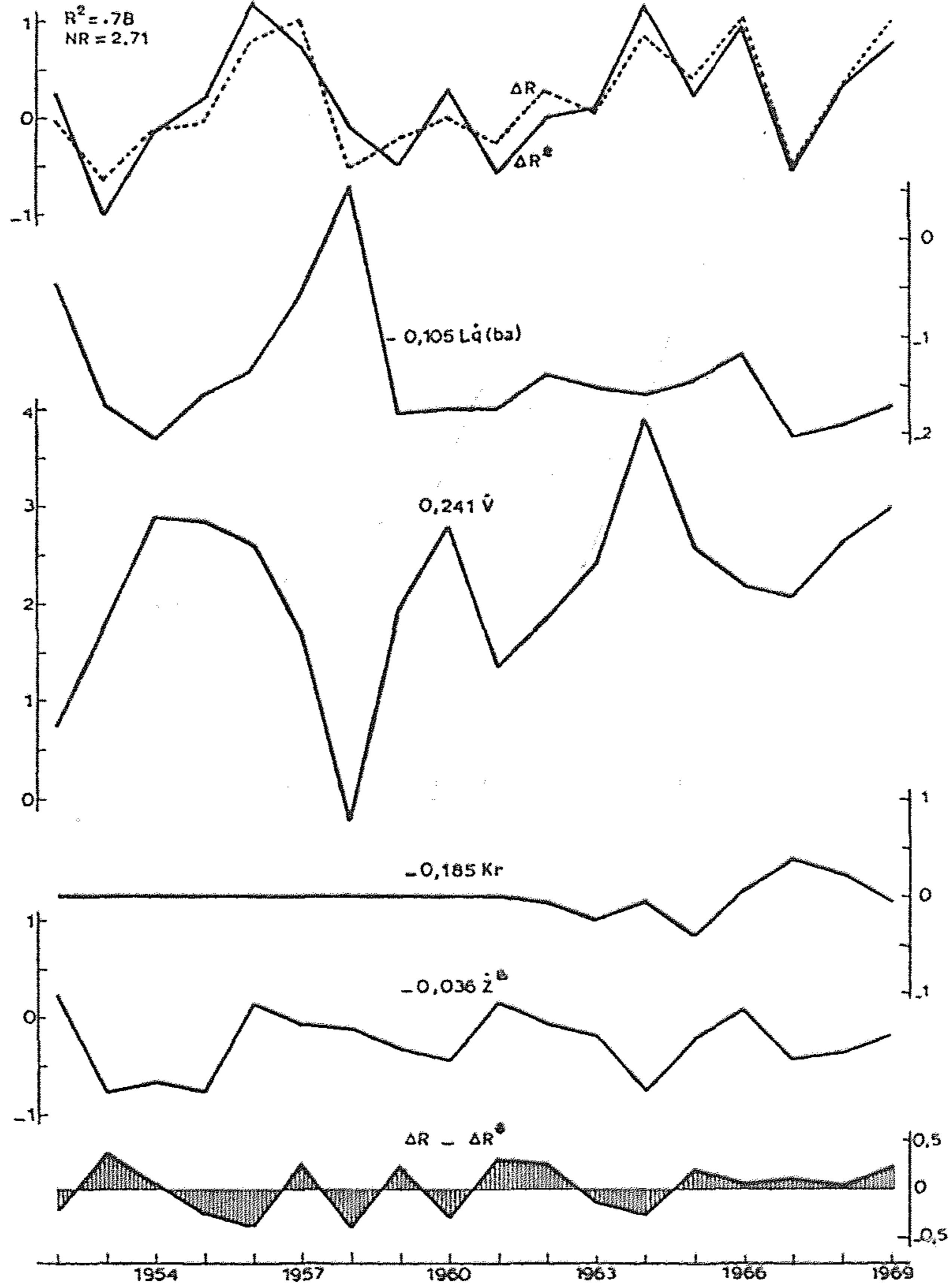


1952-11-71

figuur 2.

DE RENTEVERGELIJKING

$$\Delta R^* = -0,105 L\dot{q}(ba) + 0,241 \dot{V} - 0,185 Kr - 0,036 \dot{Z}^B - 0,318$$



1553-11-71