

Is de termijnkoers een bruikbare voorspeller van de contante koers?

Citation for published version (APA):

Soenen, L. A., & Winkel, van, E. G. F. (1981). Is de termijnkoers een bruikbare voorspeller van de contante koers? *Maandschrift Economie*, 45, 305-317.

Document status and date:

Gepubliceerd: 01/01/1981

Document Version:

Uitgevers PDF, ook bekend als Version of Record

Please check the document version of this publication:

- A submitted manuscript is the version of the article upon submission and before peer-review. There can be important differences between the submitted version and the official published version of record. People interested in the research are advised to contact the author for the final version of the publication, or visit the DOI to the publisher's website.
- The final author version and the galley proof are versions of the publication after peer review.
- The final published version features the final layout of the paper including the volume, issue and page numbers.

[Link to publication](#)

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.

If the publication is distributed under the terms of Article 25fa of the Dutch Copyright Act, indicated by the "Taverne" license above, please follow below link for the End User Agreement:

www.tue.nl/taverne

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us at:

openaccess@tue.nl

providing details and we will investigate your claim.

Is de termijnkoers een bruikbare voorspeller van de contante koers?

door L.A. Soenen en E.G.F. van Winkel*

1. Inleiding

Onder het stelsel van Bretton Woods (1945-1971) was het tot op zekere hoogte mogelijk koersveranderingen te voorspellen, althans de richting waarin deze zich zouden voordoen. De centrale banken namen de verplichtingen op zich de koers van hun nationale munt binnen een bepaalde marge (1% aan weerszijden van de officiële pariteit) ten opzichte van de US dollar te houden. Sinds 1971 gingen meer en meer valuta's los van hun spilkoers zweven. Tenslotte werd op 19 maart 1973 besloten het stelsel van vaste wisselkoersen op te heffen. Sindsdien hebben we te maken met een stelsel van semi-flexibele of zwevende wisselkoersen. Wisselkoersen worden voortaan bepaald als resultante van vraag en aanbod van de betreffende geldsoort. De centrale banken kunnen echter ingrijpen om hun eigen munt tegen te grote druk te beschermen en om tevens een ordelijk verloop van de prijsvorming op de wisselmarkt te verzekeren.

Het zweven van bijna alle belangrijke valuta's vormt een grote financiële onzekerheid (valutarisico) voor de meeste internationale bedrijven. Dit zijn zowel de zogenaamde internationaal vertakte bedrijven met ten minste één filiaal in het buitenland als die binnenlandse bedrijven die met het buitenland zaken doen. De wisselvalligheid van wisselkoersen is derhalve een van de belangrijkste onzekerheden waarmee bedrijven hebben af te rekenen. Vandaar het belang valutaschommelingen tijdig te voorzien, teneinde de nodige *hedging*-transacties te kunnen nemen.

In dit artikel wordt nagegaan in welke mate de termijnkoers een betrouwbare voorspeller is van de contante koers. Het verband tussen deze grootheden wordt voor een aantal valuta's onderzocht.

2. De termijnkoers als voorspeller van de contante koers

Op basis van de hypothese van efficiënte wisselmarkten wordt vaak beweerd dat het voorspellen van wisselkoersen zinloos is. De zogenaamde 'zwakke vorm' van markt-efficiëntie zegt dat het historische verloop van de wisselkoersen geen informatie bevat die kan worden gebruikt om accurate voorspellingen van toekomstige contante koersen te maken. Een analyse van reeksen wisselkoersen leidt niet tot systematisch betere prognoses dan de valutamarkt zelf (zie Fama (1,4)).* De 'semi-sterke' vorm van markt-

* Dr. L.A. Soenen en dr. E.G.F. van Winkel zijn verbonden aan de Technische Hogeschool Eindhoven, Afdeling der Bedrijfskunde.

* De tussen haakjes geplaatste cijfers verwijzen naar de literatuurlijst achteraan dit artikel.

efficiëntie houdt in dat alle voor het publiek toegankelijke informatie onbruikbaar is voor het systematisch winst maken op valutatransacties. Volgens de 'sterke' vorm van marktefficiëntie geldt hetzelfde voor alle informatie (dus inclusief de zogenaamde *inside information*). Alle relevante informatie met betrekking tot de prijsvorming op de valutamarkt is zowel voor transacties met contante aflevering als met aflevering op termijn volledig weerspiegeld in de op de valutamarkt tot stand gekomen contante en termijnkoersen.

Aangezien de termijnkoers, volgens de semi-sterke hypothese van marktefficiëntie alle publieke informatie omtrent de koersontwikkeling van de desbetreffende valuta over de beschouwde termijn bevat, is de termijnkoers de meest voor de hand liggende voorspeller van de toekomstige contante koers. Het agio of disagio is in feite een weergave van de verwachte verandering in de contante koers over de desbetreffende periode. Volgens de hypothese zal deze verwachte koersverandering werkelijkheid worden. Indien dus een speculant verwacht dat de contante koers over 3 maanden lager (hoger) zal zijn dan de nu geldende 3-maandtermijnkoers, zal hij menen er voordeel bij te hebben die valuta op deze termijn te verkopen (kopen). Als zijn voorspelling uitkomt, zal hij een winst (verlies) per geldeenheid maken, gelijk aan het verschil tussen de termijnkoers en de gerealiseerde contante koers. Als resultaat van dergelijke transacties zal de termijnkoers zich bewegen in de richting van de verwachte contante koers. Onder afwezigheid van valutarestricties zullen speculatieve transacties plaatsvinden tot er een evenwicht ontstaat tussen de termijnkoers en de verwachte koers op de vervaldag van het termijncontract. Bijgevolg, zoals werd gesuggereerd door Hekman (2), is de termijnkoers de beste voorspeller van koersveranderingen over de contractperiode omdat de termijnkoers op het huidige tijdstip reeds alle voor het publiek beschikbare informatie heeft verdisconteerd. Dit betekent dat de beste voorspeller van toekomstige contante koersen de geldende termijnkoers is voor contracten die op die dag vervallen. De meest voor de hand liggende voorspeller van de contante koers over 1, 3 of 6 maanden is derhalve de termijnkoers voor deze perioden. Dit wil niet zeggen dat er geen afwijkingen kunnen ontstaan tussen de termijnkoers en de gerealiseerde contante koers. Het betekent wel dat deze afwijkingen niet een zodanig patroon vertonen dat systematisch speculatiewinst kan worden gemaakt. De termijnkoers kan een onzuivere schatter zijn vanwege de 'dunheid' van de valutamarkt of het zich voordoen van wisselcontroles. Algemeen wordt aangenomen dat de termijnkoers een accuratere voorspeller is naarmate speculanten vrijer zijn op de valutamarkt te opereren en naarmate de relevante informatie voor het publiek sneller beschikbaar is.

De relatie tussen de termijnkoers en de contante koers werd hoofdzakelijk in de Amerikaanse literatuur behandeld. De resultaten van de empirische onderzoeken zijn uiteenlopend. Enerzijds wordt o.a. door Bowe (5, 6), Ethier (7), Giddy (8), Kohlhagen (3) en Kettell (9) beweerd dat de 1-maand termijnkoers een zuivere schatter van de toekomstige contante koers is. Anderzijds hebben Brown (10), Cornell (11), Giddy en Dufey (12), Kaserman (13), Kettell (9) — voor de 3-maand termijnkoers —, Solnik en Roll (14), aangetoond dat de termijnkoers een onzuivere voorspeller van de contante koers is.

3. De voorspelkracht van de termijakoers

Teneinde de voorspelkracht van de termijakoers te testen wordt de relatie tussen de genoteerde termijakoers en de daaropvolgende gerealiseerde contante koers voor een aantal valuta's empirisch onderzocht. We definiëren

- t_i : termijakoers genoteerd op tijdstip i
- c_i : contante koers genoteerd op tijdstip i
- n : termijn (uitgedrukt in tijdseenheden)

en onderzoeken het verschil $t_i - c_{i+n}$ tussen de termijakoers ten tijde i en de contante koers, n tijdseenheden later. Teneinde meerdere valuta's onderling te kunnen vergelijken, definiëren we ook het relatieve verschil

$$q_i = \frac{t_{i-n} - c_i}{t_{i-n}} \quad 3.1$$

We berekenden de reeks q voor de volgende valuta's: de Belgische frank (BF), de Canadese dollar (C\$), de Deense kroon (DK), de Duitse mark (DM), de Franse frank (FF), de Italiaanse lire (IL), het pond sterling (£), de Noorse kroon (NK), de US dollar (\$), de Zwitserse frank (ZF) en de Zweedse kroon (ZK). Het betreft einde-weekkoersen over de periode 3 januari 1975 t/m 24 september 1979.* De tijdseenheid is daardoor gefixeerd op één week; de termijn is één maand respectievelijk drie maanden. Tabel 3.1 bevat enige resultaten.

Tabel 3.1 Het relatieve verschil tussen termijakoers en contante koers; gemiddelde, standaarddeviatie en eerste-orde autocorrelatie.

q (1 mnd)	BF	C\$	DK	DM	FF	IL	£	NK	\$	ZF	ZK
$m \times 10^5$	242	-407	-314	-52	13	-23	6	39	-278	97	-62
$s \times 10^5$	588	3099	1078	804	1815	3040	2491	1358	2559	2414	1647
r_1	.742	.825	.750	.809	.852	.695	.817	.783	.796	.801	.723

q (3 mnd)	BF	C\$	DK	DM	FF	IL	£	NK	\$	ZF	ZK
$m \times 10^5$	587	-1078	917	-142	133	244	99	-9	-677	432	-301
$s \times 10^5$	899	5613	1789	1446	3825	5785	5046	2096	4390	5291	2588
r_1	.890	.939	.898	.933	.961	.945	.906	.901	.938	.954	.882

De gemiddelden liggen zeer dicht bij nul: voor de één maand-termijakoers is de spreidingsbreedte bepaald door de Canadese dollar (-4.1 0/00) en de Belgische frank (+ 2,4 0/00); voor de driemaand-koers is dit de Canadese dollar (-10,8 0/00) en de Deense kroon (+ 9,2 0/00). Het is duidelijk dat deze waarden zó laag zijn, dat transacties van het eerder beschreven type niet systematisch tot winst zouden hebben geleid. Toch

* Wij danken de AMRO-bank voor het beschikbaar stellen van de gegevens.

is hiermee nog allerminst aangetoond dat voor het voorspellen van contante koersen de termijnkoers een nutteloos instrument zou zijn. Het volgende – sterk geschematiseerde – voorbeeld moge dit toelichten. Stel dat zowel de reeks c als de reeks t tot stand komt als een rij opeenvolgende realisaties van een strikt deterministisch proces, bijv.:

$$c_i = a + b \sin \omega i \quad t_i = a \quad 3.2$$

dan is een steekproefgemiddelde in de buurt van nul (voor lange reeksen) een logisch gevolg. Maar het is ook duidelijk dat als we relaties zoals 3.2 kunnen specificeren, het wel degelijk mogelijk is met een theoretische winstverwachting op de valutamarkt te opereren.

Uiteraard is ons voorbeeld een oversimplificatie: het gedrag van beide reeksen zal heel wat complexer zijn dan uit de gekozen betrekkingen volgt. Maar ook wanneer we het bedrag c en t met behulp van stochastische trends beschrijven – wat zeker de voorkeur verdient – is het niet uitgesloten dat de conclusie dezelfde blijft. Nemen we eens aan dat q_i een eenvoudig (eerste-orde) Markov-proces is, met verwachting nul.

$$q_i - \varphi q_{i-1} = a_i \quad |\varphi| < 1 \quad 3.3$$

$$E(q_i) = E(a_i) = 0 \quad E(a_i a_{i-k}) = \begin{cases} 0 & k \neq 0 \\ \sigma^2 & k = 0 \end{cases} \quad 3.4$$

dan is de beste voorspeller van q_{i+L} , ten tijde i berekend, niet gelijk aan de verwachting nul, maar geldt

$$\hat{q}_i(L) = \varphi^L q_i \quad 3.5$$

De beste voorspeller is hier die voorspeller, welke de verwachting van het kwadraat van de L -steps voorspelfout minimaal maakt. Dit blijkt de *conditionele* verwachting van q_i te zijn. We zien dat de voorspelling evenredig is met de meest recente realisatie van q en in het algemeen ongelijk aan nul is. De conclusie is dat we niet mogen volstaan met de vaststelling dat q_i gemiddeld (vrijwel) nul is, maar dat we moeten proberen de specificatie van een proces als 3.3 te vinden. Methoden daartoe zijn door Box en Jenkins (15) ontwikkeld. Een belangrijk hulpmiddel vormt de autocovariantiefunctie.

De vraag is overigens of het verstandig is het *relatieve* verschil tussen termijn- en contante koers te analyseren. We doen er goed aan, rekening te houden met de mogelijkheid dat c en t een betrekkelijk simpele stochastische structuur hebben, maar dat door de definitie 3.1 – meer in het bijzonder door de deling – het proces q_i veel complexer is. Het verdient dan ook aanbeveling de deling te vermijden en een nieuw proces

$$p_i = t_{i-n} - c_i \quad 3.6$$

te definiëren. Dat de onderlinge vergelijkbaarheid van de verschillende valuta's hierdoor vermindert, nemen we op de koop toe. Tenslotte merken we op dat, wanneer we de termijnkoers als voorspeller van de toekomstige contante koers beschouwen, p_i de bijbehorende voorspelfout voorstelt.

4. Termijn- minus contante koers

Van aandelenkoersen is het *random-walk* karakter al lang bekend. Omdat er weinig reden is aan te nemen dat het dynamisch gedrag van valutakoersen principieel anders zal zijn, mogen we verwachten dat zowel het proces t_i als het proces c_i een toevalspad volgt. Zouden beide processen zich onafhankelijk van elkaar voltrekken, dan is ook hun verschil p_i aldus gekarakteriseerd. Dit zou inhouden dat de beste voorspeller $\hat{p}_i(L)$ de realisatie p_i zelf is, voor elke L . Kiezen we L gelijk aan de termijn n , dan volgt dus voor de n -staps voorspelling:

$$\hat{p}_i(n) = p_i = t_{i-n} - c_i \quad 4.1$$

Maar ook geldt per definitie 3.6

$$\hat{p}_i(n) = t_i - \hat{c}_i(n) \quad 4.2$$

omdat op tijdstip i de termijnkoers t_i bekend is. Gelijkstelling van de laatste leden levert voor de voorspelling van de contante koers

$$\hat{c}_i(n) - c_i = -(t_{i-n} - t_i) \quad 4.3$$

De te verwachten verandering in c is tegengesteld gelijk aan de laatst gesignaleerde verandering in t . Genuanceerde voorspellingen kunnen alleen ontstaan als de gedane vooronderstellingen onjuist blijken, dat wil zeggen óf als c en t niet beide *random walks* zijn, óf als zij niet onafhankelijk tot stand komen. Wij gingen dit na aan de hand van ons empirisch materiaal. Wij kozen twee, voor Nederland belangrijke, valuta's: de Duitse mark en de US dollar. We beperkten ons tot de termijn van drie maanden, wat in goede benadering neerkomt op $n = 13$ (weken). De reekslengte was ditmaal $N = 255$; de data betreffen de periode 3 jan. 1975 tot en met 25 feb. 1980.

4.1 De modelbouw

De contante koers van de Duitse mark vertoont zeer hoge autocorrelaties ($r_1 = .98!$), waardoor differentiatie noodzakelijk wordt (15). De reeks $\nabla c_i = c_i - c_{i-1}$ heeft als model

$$\nabla c_i = .032 + a_t \quad 4.4$$

Hierin is a_t weer witte ruis, conform 3.4. De constante term representeert de geleidelijke (blijkbaar lineaire) waardevermeerdering van de mark (van $\pm f 1,02$ in 1975 tot $\pm f 1,10$ in 1979). Voor de termijnkoers geldt iets soortgelijks:

$$\nabla t_i = .034 + a_t \quad 4.5$$

5. De prognoses

We berekenden 26 opeenvolgende prognoses van de contante koers, voor elk van beide valuta's. De voorspeltermijn bedroeg steeds 13 weken. We gebruikten drie predictoren. In de eerste plaats kiezen we de termijnkoers als voorspeller van de contante koers, dus

$$\hat{c}_i(13) = t_i \quad 5.1$$

ofwel

$$\hat{p}_i(13) = 0$$

Als tweede model gebruikten we 4.3, gebaseerd op het toevalspad. Tenslotte voorspelden we met behulp van de — op tijdreeksanalyse gebaseerde — modellen 4.6 en 4.7. De resultaten staan in tabel 5.1. Berekend zijn steeds: de gemiddelde voorspelfout \bar{e} , de standaarddeviatie s_e , de wortel uit het gemiddelde kwadraat van de voorspelfouten (rmse) en de gemiddelde absolute waarde van de fout (mad).

Tabel 5.1. Voorspelprestaties van een aantal modellen. De termijn is dertien weken; rmse is de wortel uit de gemiddelde kwadraatfout, mad de gemiddelde absolute fout

		DM	US \$
I	\bar{e}	-1.75	4.38
	s_e	.69	5.59
	rmse	1.88	7.10
	mad	1.75	4.76
II	\bar{e}	-1.00	6.56
	s_e	.80	12.77
	rmse	1.28	14.36
	mad	1.10	11.11
III	\bar{e}	-1.01	4.48
	s_e	.52	7.36
	rmse	1.14	8.62
	mad	1.01	5.83

Dit criterium bevat de twee andere, volgens

$$(\text{rmse})^2 = (\bar{e})^2 + (s_e)^2$$

en is van belang omdat, zoals in par. 3 is gesteld, de optimale predictor per definitie de verwachte kwadraatfout minimaliseert. Het mad-criterium is daarom van belang, omdat het lineair is, dat wil zeggen een p maal zo grote fout bij het voorspellen van een koers, levert een p maal zo grote 'straf', hetzij door niet behaalde winst, hetzij door

verlies, afhankelijk van het teken van de fout. Aldus beschouwd is het criterium realistisch(er) dan $rmse$.

Een meer praktisch criterium dat wij eveneens hebben gehanteerd is de bruikbaarheid van de verschillende predictoren als recepten voor transacties. We zagen dat iedere tijdseenheid een 13-staps voorspelling van p_i wordt berekend. Een positief resultaat voorspelt – zie 4.1 – een contante koers, lager dan de thans geldende termijnkoers. Dit – nemen we aan – leidt tot een verkoop op termijn van één eenheid van de bewuste valuta, gevolgd door aankoop – contant – dertien weken later. Omgekeerd wordt bij negatieve prognose één eenheid op termijn aangekocht en wordt er na afloop contant verkocht. Eén week later wordt opnieuw voorspeld, enz. Of zo'n dubbele transactie winstgevend is, hangt af van de realisaties van c_i en daarmee van p_i . We onderscheiden de volgende mogelijkheden

$$\hat{p}_i(13) > 0 \quad \left\{ \begin{array}{l} p_{i+13} > 0 : \text{winst ter grootte } p_{i+13} \\ p_{i-13} < 0 : \text{verlies ter grootte } -p_{i-13} \end{array} \right.$$

$$\hat{p}_i(13) < 0 \quad \left\{ \begin{array}{l} p_{i+13} < 0 : \text{winst ter grootte } -p_{i+13} \\ p_{i-13} > 0 : \text{verlies ter grootte } p_{i-13} \end{array} \right.$$

Steeds geldt dus

$$\text{winst} = \text{sgn} [\hat{p}_i(13)] \cdot p_{i+13}$$

Tabellen 5.1 en 5.2 bevatten de resultaten. Bezien we eerst de Duitse mark. De gemiddelde fout is voor elk van de drie modellen negatief: er is systematisch te hoog voorspeld. Model I, dat bij wijze van voorspelling van de contante koers de momentane waarde van de termijnkoers neemt (en dus $\hat{p}_i(13) = 0$ kiest, vgl. 5.1, voorspelt het slechtst. De *random walk* voldoet blijkens de waarden van $rmse$ en mad al aanmerkelijk beter.

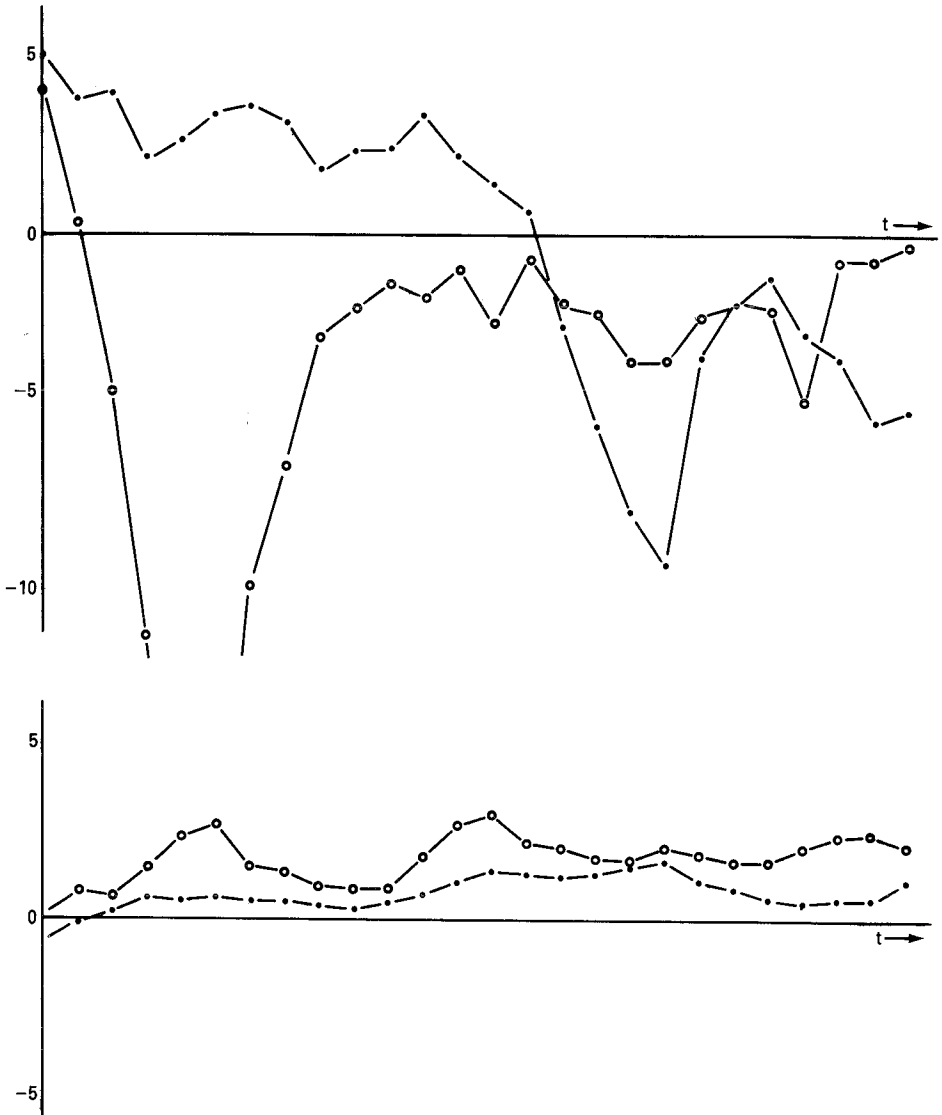
Tabel 5.2. *Geschiktheid van verschillende predictoren als bases voor transacties*

		DM	US \$
II	totale opbrengst (ct)	41.77	-46.07
	gem. opbrengst per transactie	1.61	- 1.77
	teken van p correct voorspeld (x)	23	14
III	totale opbrengst (ct)	43.49	-46.07
	gem. opbrengst per transactie (ct)	1.67	- 1.77
	teken van p correct voorspeld (x)	24	14

Model III geeft echter, volgens beide criteria, een extra verbetering. Ook volgens de praktische criteria verdient III de voorkeur. Toepassing van beide modellen zou overigens winstgevend zijn geweest (ook na aftrek van 0,6 0/00 transactiekosten).

Het gedrag van de Amerikaanse dollar is enigszins anders. Zeker voldoet predictor III wederom meer (respectievelijk niet minder) dan II. Over de gehele linie genomen is de voorspelbaarheid van de dollar echter aanmerkelijk geringer dan die van de mark.

Figuur 5.1. Prognoses (.-.-.) en realisaties (o-o-o) van contante koersen. Boven de US \$; onder de DM



De gemiddelde voorspelfout is, ook procentueel, groter; voor de spreiding geldt dit in nog veel sterkere mate. Het aantal malen dat althans het teken van p correct werd voorspeld is 14 (uit 26). Het werpen met een zuivere munt zou gemakkelijk eenzelfde resultaat hebben kunnen opleveren! Ook stellen we vast dat onze transacties in totaal verliesgevend zouden zijn geweest en dat het simpele model I volgens de criteria uit tabel 5.1 beter functioneert dan II. Voor een verklaring van dit afwijkende gedrag kunnen we verwijzen naar 4.6 en 4.7. We zien, dat bij de dollar de variantie van de ruisterm a_i maar liefst een factor 31.9 hoger wordt geschat dan bij de mark. Dit houdt in dat het interval waarbinnen de voorspelling met een gegeven kans (van bijvoorbeeld 95%) terecht komt, bij de dollar een factor $(31.9)^{1/2} = 5.6$ maal zo groot is. Dit betekent dat zelfs bij een kleine *gemiddelde* fout, de grootte van respectabele waarden kan aannemen. De hoge waarde van $\hat{\sigma}_a^2$ is rechtstreeks te herleiden tot sterke spreidingen in zowel de termijn — als de contante koers van de dollar. In figuur 5.1 zijn prognoses en realisaties voor beide valuta's getekend.

6. Een regressiemodel

Door onder meer Kettell (9) en Van den Bergh, Goslings en Verboom (16), is regressie gebruikt als middel om het verband tussen termijn- en contante koers te formuleren. Het standaard-lineaire model is dan van de vorm

$$c_i = \beta_0 + \beta_1 t_{i-13} + \epsilon_i \quad 6.1$$

De benadering verdient geen navolging en wel om twee redenen. In de eerste plaats impliceert opname van β_1 in het model dat er een lineaire relatie zou bestaan tussen de verwachtingen van de grootheden c en t . Voor deze assumptie bestaat geen enkele theoretische rechtvaardiging. Maar ook als we aan dit bezwaar voorbijgaan, dient 6.1 te worden gemeden. Het argument is onder meer door Granger en Newbold (17) genoemd en betreft de bruikbaarheid van de gangbare procedures bij regressie van tijdreeksen. Uitgangspunt is de vaststelling dat de te toetsen hypothese $\beta_1 = 0$ niet juist kan zijn, omdat de consequentie

$$c_i - \beta_0 = \epsilon_i \quad 6.2$$

buitengewoon onwaarschijnlijk is: in de veronderstellingen van het standaard-lineaire model is ϵ_i een wit-ruis proces terwijl, zoals we zagen, c_i zelfs niet stationair is! Negeren we dit feit, dan kan R^2 schromelijk worden overschat en de standaardfout in de geschatte regressiecoëfficiënt β_1 in 6.1 even schromelijk onderschat. Berekening van de Durbin-Watson toetsingsgrootte lost het probleem niet op, omdat hiermee geen uitspraak wordt gedaan over hogere-orde residuele autocorrelaties van het residu. Het is zelfs mogelijk de overschatting van R^2 willekeurig groot te maken, door de reekslengte voldoende groot te kiezen (Van Winkel (18)). Van den Bergh c.s. (16) pakken dit probleem aan door van de gegeven reeksen slechts iedere tweede (derde, zesde) realisatie te gebruiken en alle tussenliggende te negeren. Niet alleen wordt hierdoor het probleem van de autocorrelatie slechts ten dele opgelost, ook worden de schattingen, door deze verkleining van N , aanmerkelijk minder nauwkeurig.

7. Conclusies

Hoewel onze modelbouw zich voorlopig tot twee valuta's heeft beperkt, kunnen toch enige conclusies worden geformuleerd. Aan grillig verlopende koersen valt weinig te voorspellen. In andere gevallen is de voorspelbaarheid beter, zij het dat de in de titel van dit artikel gestelde vraag een genuanceerd antwoord verdient. De toekomstige waarde van de contante koers zonder meer gelijk stellen aan de huidige termijnkoers is een voorspelmethode, die door een univariate tijdreeksanalyse danig kan worden verbeterd.

We hebben ons in het onderzoek beperkt tot termijnen van drie maanden. Zouden we éénmaands koersen analyseren, dan moeten we met ten minste twee zaken rekening houden. In de eerste plaats is de voorspeltermijn een factor drie korter; dit is een niet gering voordeel. De analyse wordt echter gecompliceerd door het feit dat we — letterlijk — met twee maten meten, weken en maanden. Een periode van drie maanden is vrij nauwkeurig gelijk aan een geheel aantal weken. Voor één maand is dit 4.3 weken. Het is nu dus niet mogelijk een vertraging ter grootte van een maand met behulp van één *moving average* term in het model op te nemen. Voortgezet onderzoek zal dit moeten uitwijzen.

Literatuurverwijzingen

1. Fama, E.F., Forward rates as predictors of future spot rates, *Journal of Financial Economics*, 3, Oct. 1976, 361-378.
2. Hekman, C., Make a Killing in the Foreign Exchange Market—Or Get Killed, *Journal of World Trade Law*, 9, 1975, 593-596.
3. Kohlhagen, S., *The Forward Rate as an Unbiased Predictor of the Spot Rate*, Mimeograph, Univ. of California, Berkeley, 1974.
4. Fama, E.F., Efficient Capital Markets, A Review of Theory and Empirical Work, *Journal of Finance*, May 1970, 383-417.
5. Bowe, K.D., Break even in the long run? You may be ruined meanwhile, *Euro-money*, Jan. 1978.
6. Bowe, K.D., The forward rate is not far out, *Euro-money*, July 1978, 139-142.
7. Ethier, W., International Trade and the Forward Exchange Market, *The American Economic Review*, 63, no. 3, June 1973.
8. Giddy, I., Why it doesn't pay to make a habit of forward hedging, *Euro-money*, Dec. 1976, 96-100.
9. Kettell, B., The Forward Rate as an Accurate Predictor of Future Spot Rates, *Managerial Finance*, 4, no. 2, 1978, 131-142.
10. Brown, W., The forward exchange rate as a forecasting tool, *Univ. of Washington Business Review*, 30, no. 2, winter 1972.
11. Cornell, B., Spot Rates and Exchange Market Efficiency, *Journal of Financial Economics*, 5, 1977, 55-65.
12. Giddy, I and G. Dufey, The Random Behavior of flexible Exchange Rates: Implications for Forecasting, *Journal of International Business Studies*, spring 1975, 1-32
13. Kaserman, R., The forward exchange rate: its determination and behavior as a

predictor of the future spot rate, *Proceedings of the American Statistical Association*, 1973.

14. Solnik, B. and R. Roll, L'utilisation des taux de change à terme comme prédicteurs du taux de change futur, *Cahiers de Recherche CESA*, no. 25, 1975.

15. Box, G.E.P. and G.M. Jenkins, *Time Series Analysis Forecasting and Control*, Holden Day, 1970.

16. Van den Bergh, W., J. Goslings, P. Verboom, De relatie tussen de termijn- en de contante valutakoersen: een empirisch onderzoek, *Bedrijfskunde*, 52, nr. 1, 1980, 22-31.

17. Granger, C. and P. Newbold, Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 2, 1974, 111-120.

18. Van Winkel, E.G.F., *ARIMA-processen*, Dissertatie, V.U., 1979.