

Geldhoeveelheid en aandelenkoersen

Een causaliteitstoets

DRS. F. SPAANS*

Bij de verklaring van de relatie tussen de geldhoeveelheid en de koersen van aandelen staan twee theorieën tegenover elkaar. In de monetaristische visie volgen de aandelenkoersen veranderingen in de geldhoeveelheid met een zekere vertraging. De efficiënte-markthypothese leert daarentegen dat de beurs anticipeert op veranderingen in de geldhoeveelheid.

Omdat empirische studies in het verleden geen uitsluitsel over de juistheid van een van deze theorieën hebben gegeven, wordt in dit artikel de richting van de causaliteit in deze relatie aan een nader onderzoek onderworpen. Uit het onderzoek met Nederlandse gegevens over de periode 1969-1978 wordt geconcludeerd dat de koersen van aandelen niet door veranderingen in de geldhoeveelheid worden beïnvloed.

1. Inleiding

De relatie tussen geldhoeveelheid en aandelenkoersen is in het verleden veelvuldig onderzocht. De meeste onderzoekers baseerden zich daarbij op het monetaristische model, dat met name door Friedman is ontwikkeld. Volgens dit model bereikt een ieder, die deelneemt aan het economisch proces, bij een gegeven rendementsstructuur een zodanige portefeuillesamenstelling die optimaal wordt bevonden. Een monetaire schok verstoort deze optimale samenstelling: de feitelijke geldkassen wijken af van de gewenste geldkassen. Een vergroting van de geldhoeveelheid b.v. leidt tot pogingen de zo ontstane overschotkassen weg te werken en op deze manier wordt de monetaire verandering aan de verschillende markten doorgegeven. Het gevolg is dus een stijging van de prijs van andere activa zoals obligaties en aandelen maar ook duurzame consumptiegoederen. In het monetaristische model wordt verondersteld dat dit transmissieproces in de praktijk met een bepaalde vertraging plaatsvindt en dat dus de stijging van de aandelenkoersen de vergroting van de geldhoeveelheid naaijt.

Een alternatief uitgangspunt voor een onderzoek naar de relatie tussen geldhoeveelheid en aandelenkoersen is de z.g. efficiënte-markthypothese. Volgens deze hypothese is het niet mogelijk dat een verandering in de geldhoeveelheid met enige vertraging de aandelenkoersen beïnvloedt. Immers, concurrentie tussen de winstmaximerende kopers van aandelen zorgt ervoor dat alle informatie over een verandering in de geldhoeveelheid volledig in de koersen is verwerkt. Dit impliceert dat de aandelenmarkt zelfs in staat is een eventuele verandering in de geldhoeveelheid te anticiperen en dat, in tegenstelling tot de monetaristische theorie, een stijging van de aandelenkoersen juist vooruitloopt op een vergroting van de geldhoeveelheid.

In een aantal empirische studies die zijn gebaseerd op het monetaristische model wordt geconcludeerd dat een verandering in de geldhoeveelheid inderdaad met enige vertraging op de aandelenkoersen inwerkt 1). Een voorbeeld van een empirische studie van de efficiënte-markthypothese is die van Rozeff 2). In deze studie vindt Rozeff een omgekeerde relatie tussen geldhoeveelheid en aandelenkoersen die de anticipatie van veranderingen in de geldhoeveelheid door de aandelenkoersen bevestigt.

Aan deze studies kleeft echter een aantal technische bezwaren. Aangezien de studies betrekking hebben op een periode

waarin zowel de geldhoeveelheid als de aandelenkoersen gestadig stegen, berust het gevonden verband wellicht uitsluitend op schijnrelatie, een gevaar bij regressie-analyse waarop Pearson 3) reeds in 1897 heeft gewezen. Daarnaast kan het gebruik van de Almon-techniek in enkele van de genoemde studies aanleiding geven tot specificatiefouten omdat het met behulp van deze techniek niet mogelijk is het bestaan van vertragingen aan te tonen 4).

Omdat er geen eenduidigheid bestaat over de relatie tussen geldhoeveelheid en aandelenkoersen wordt in dit artikel de richting van causaliteit in deze relatie voor Nederland aan een nader onderzoek onderworpen. Daarbij wordt aan bovengenoemde technische bezwaren tegemoet gekomen. In paragraaf 2 beschouwen we in het kort het begrip causaliteit. In paragraaf 3 komt het gebruikte cijfermateriaal aan de orde terwijl in paragraaf 4 de door ons gevonden (en niet gevonden) causale verbanden worden weergegeven. Paragraaf 5 bevat de conclusies van het onderzoek.

2. Causaliteit

Granger 5) heeft in 1969 de volgende operationele definitie

* De auteur is medewerker van de sectie wetenschappelijk onderzoek en econometrie van De Nederlandsche Bank N.V. De auteur dankt drs. F. A. G. den Butter en prof. dr. M. M. G. Fase voor hun commentaar op een eerdere versie van dit artikel.

1) Zie b.v. M.W. Keran, Expectations, money and the stock market, *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, januari 1971, blz. 16-31; M.J. Hamburger en L.A. Kochin, Money and stock prices: the channels of influence, *Journal of Finance*, jg. 27, mei 1972, blz. 231-249; J.G. Post en M. Starren, De relatie tussen geldhoeveelheid en aandelenkoersen in Nederland, *Bank- en Effectenbedrijf*, januari 1975.

2) M.S. Rozeff, Money and stock prices: market efficiency and the lag in effect of monetary policy, *Journal of Financial Economics*, jg. 1, september 1974, blz. 245-302.

3) K. Pearson, Mathematical contribution to the theory of evolution — on a form of spurious correlation which may arise when indices are used in the measurement of organs, *Proceedings of the Royal Statistical Society*, jg. 60, 1897, blz. 489-498.

4) Zie b.v. P. Schmidt en R.N. Waud, The Almon lag technique and the monetary versus fiscal policy debate, *Journal of the American Statistical Association*, jg. 68, maart 1973, blz. 11-19.

5) C. W. J. Granger, Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, *Econometrica*, jg. 37, juli 1969, blz. 424-438.

van causaliteit gegeven: een tijdreeks y wordt „veroorzaakt” door een tijdreeks x indien de tijdreeks y beter wordt voorspeld door gebruik te maken van informatie uit heden en verleden van tijdreeks x dan zonder die informatie. Het is duidelijk dat deze definitie van causaliteit niet zonder meer spoort met het intuïtieve idee dat menigeen van causaliteit heeft. Maar de definitie, die Granger heeft bedacht, is slechts bedoeld om aan het begrip een operationele inhoud te geven.

De hypothese van een causale relatie moet berusten op theoretische verbanden die dan empirisch kunnen worden geschraagd door een causaliteitstoets. Dit is van belang omdat econometrische technieken uitgaan van een juist gespecificeerd verband en een foute specificatie leidt tot misschatting en tot misinterpretatie van de uitkomsten. Omgekeerd kan men nooit alleen op grond van een causaliteitstoets vaststellen dat er een causaal verband tussen twee grootheden bestaat. Er kan nl. een derde variabele zijn die beide grootheden met verschillende vertragingen beïnvloedt. In dit verband moet ook nog worden gewezen op het verschil tussen causaliteit en correlatie. Twee variabelen kunnen sterk gecorreleerd zijn zonder dat er een causaal verband is (b.v. wanneer beide variabelen met dezelfde snelheid groeien of omdat ze door een definitie met elkaar zijn verbonden), maar andersom kan er ook een causaal verband zijn zonder dat van correlatie sprake is.

De causaliteitstoetsen kunnen in principe in twee groepen worden verdeeld. De eerste groep maakt gebruik van regressie. De bekendste methode is die van Sims 6). Sims laat zien dat, indien in een regressie van y op vertraagde en toekomstige x -en de coëfficiënten van de toekomstige x -en gelijk aan nul zijn, er geen causale relatie van y naar x bestaat. In ons geval kon deze methode echter niet worden gehanteerd omdat het aantal verklarende variabelen door het gebruik van maandcijfers te groot zou worden.

De tweede groep van causaliteitstoetsen maakt gebruik van z.g. kruiselingse correlaties van tot witte ruis getransformeerde tijdreeksen 7) en is met name door Pierce en Haugh 8) ontwikkeld. Deze causaliteitstoets, die door ons is toegepast, werkt als volgt. Stel dat we de causaliteit van de reeksen x en y willen onderzoeken. De eerste stap bestaat uit het transformeren van x en y tot witte ruis. Het is duidelijk dat deze transformatie of filtering de eventuele vertekening door schijnrelatie opheft. Vervolgens worden tussen de gefilterde reeksen de kruiselingse correlaties berekend. Verschillen deze kruiselingse correlaties significant van nul, dan wordt de hypothese van onafhankelijkheid verworpen en bestaat er een causaal verband tussen x en y .

3. Gegevens

Er is gekozen voor de traditionele definities van de geldhoeveelheid:

- M_1 : primaire liquiditeiten;
- M_2 : binnenlandse liquiditeitenmassa;
- M_3 : M_2 plus eigenlijk spaargeld.

Deze keuze is gedaan omdat enerzijds in de literatuur alle drie de definities gebruikt worden en anderzijds om te zien hoe gevoelig het resultaat is voor het gebezigde geldbegrip.

Als representant van de aandelenkoersen gebruiken we vier verschillende ANP-CBS-beursindices (1970=100):

- SP^{ind}: industrie
- SP^{lok}: algemeen lokaal

6) C.A. Sims, Money, income and causality, *American Economic Review*, jg. 62, september 1972, blz. 540–552.

7) Onder witte ruis verstaat men een reeks die geen enkele systematiek vertoont.

8) D.A. Pierce en L.D. Haugh, Causality in temporal systems: characterizations and a survey, *Journal of Econometrics*, jg. 5, mei 1977, blz. 265–295.

- SP^{int} : internationals
- SP^{alg} : algemeen

Ook hier kan het in principe verschil uitmaken of een bepaalde groep van aandelen wel of niet in een index is opgenomen.

Van alle reeksen zijn maandcijfers beschikbaar van januari 1969 tot december 1978 en is de natuurlijke logaritme beschouwd.

4. Resultaten

De eerste stap bestaat uit het transformeren van de verschillende tijdreeksen tot witte ruis. Dit is gedaan met volgens de techniek van Box en Jenkins 9) geschatte ARIMA-modellen. De verkregen schattingen staan vermeld in de appendix.

Met behulp van kruiselings correlaties is voor verschillende combinaties van reeksen de tweezijdige toets van Pierce en Haugh berekend 10). De toets is tweezijdig in die zin, dat zowel correlaties tussen aandelenkoersen en vertraagde geldhoeveelheid, als tussen aandelenkoersen en toekomstige geldhoeveelheid in de toets zijn opgenomen. Tevens is verondersteld dat een eventuele beïnvloeding binnen twee jaar is uitgewerkt. De betreffende toetsingsgrootheden staan vermeld in tabel 1.

Uit tabel 1 blijkt dat in de meeste gevallen de toetsingsgrootheid de kritieke waarde 11) overschrijdt zodat de hypothese van onafhankelijkheid kan worden verworpen.

De vraag die vervolgens moet worden gesteld is in welke richting de causaliteit loopt. M.a.w. loopt de causaliteit van de geldhoeveelheid naar de aandelenkoersen, zoals in het monetaristische model wordt verondersteld, of is er misschien sprake van een omgekeerde causaliteit, die door de efficiëntemarkt-hypothese wordt gesuggereerd? Om deze vraag te beantwoorden is de Pierce en Haughtoets voor onafhankelijkheid eenzijdig toegepast. Eenzijdig wil zeggen dat er een drietal toetsen is berekend met behulp van resp. de correlaties tussen aandelenkoersen en vertraagde geldhoeveelheid, de

Tabel 1. Tweezijdige Pierce en Haugh χ^2 -toets op de onafhankelijkheid van geldhoeveelheid en aandelenkoersen a)

Relatie	
M ₁ - SP ^{ind}	62,7 b)
M ₁ - SP ^{lok}	69,3 c)
M ₁ - SP ^{int}	51,3
M ₁ - SP ^{alg}	58,5
M ₂ - SP ^{ind}	69,3 c)
M ₂ - SP ^{lok}	63,9 b)
M ₂ - SP ^{int}	59,8
M ₂ - SP ^{alg}	66,6 c)
M ₃ - SP ^{ind}	78,7 c)
M ₃ - SP ^{lok}	74,2 c)
M ₃ - SP ^{int}	69,6 c)
M ₃ - SP ^{alg}	78,5 c)

a) Het aantal vrijheidsgraden is 49.

b) χ^2 overschrijdt de kritieke waarde met een betrouwbaarheid van 90%.

c) χ^2 overschrijdt de kritieke waarde met een betrouwbaarheid van 95%.

correlaties tussen aandelenkoersen en toekomstige geldhoeveelheid en de gelijktijdige kruiselings correlatie (zie tabel 2).

Geen van de toetsingsgrootheden in de eerste kolom van tabel 2 overschrijdt de kritieke waarde, zodat de hypothese van onafhankelijkheid niet kan worden verworpen. M.a.w. van een causale relatie van geldhoeveelheid naar aandelenkoersen, zoals in het monetaristische model wordt verondersteld, valt niets te bespeuren. Uit de tweede kolom van tabel 2

9) G.E.P. Box en G.M. Jenkins, *Time series analysis, forecasting and control*, Holden Day, San Francisco, 1970.

10) De toetsingsgrootheid is gecorrigeerd voor het aantal vertragen. Zie L.D. Haugh, Checking the independence of two covariance stationary time series: a univariate residual cross-correlation approach, *Journal of the American Statistical Association*, jg. 71, juni 1976, blz. 378 - 385.

11) De kritieke waarde is een soort grens waarvoor bij overschrijding door de toetsingsgrootheid geldt dat de aan de toets ten grondslag liggende hypothese kan worden verworpen.

Tabel 2. Eenzijdige Pierce en Haugh χ^2 -toets op onafhankelijkheid

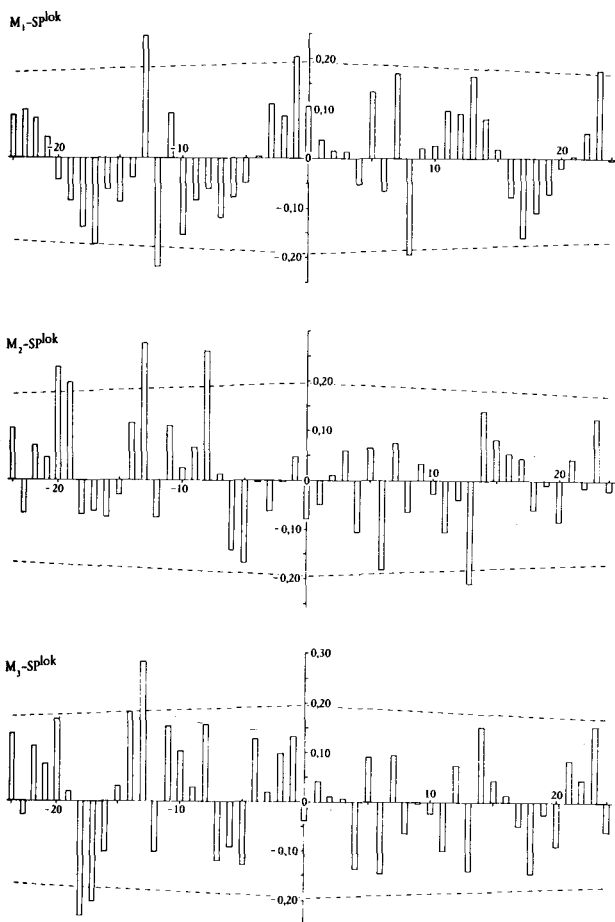
Richting causaliteit	M-SP a)	SP-M b)	M ↔ SP c)
Relatie			
M ₁ - SPind	27,7	34,0 d)	1,1
M ₁ - SPlok	27,9	40,1 e)	1,2
M ₁ - SPint	14,5	35,7 d)	1,2
M ₁ - SPalg	20,9	36,4 d)	1,2
M ₂ - SPind	25,6	43,2 e)	0,4
M ₂ - SPlok	21,8	41,5 e)	0,6
M ₂ - SPint	18,7	40,7 e)	0,4
M ₂ - SPalg	22,1	44,0 e)	0,5
M ₃ - SPind	24,4	54,3 e)	0,1
M ₃ - SPlok	21,7	52,3 e)	0,2
M ₃ - SPint	16,9	52,7 e)	0,1
M ₃ - SPalg	21,4	57,1 e)	0,1

- a) Men leze „M veroorzaakt SP“; het aantal vrijheidsgraden is 24.
 b) Men leze „SP veroorzaakt M“; het aantal vrijheidsgraden is 24.
 c) Men leze „onmiddellijke samenhang“; het aantal vrijheidsgraden is 1.
 d) χ^2 overschrijdt de kritieke waarde met een betrouwbaarheid van 90%.
 e) χ^2 overschrijdt de kritieke waarde met een betrouwbaarheid van 95%.

blijkt dat er wel sprake is van een omgekeerde causaliteit, d.w.z. van aandelenkoersen naar geldhoeveelheid. Dit zou in overeenstemming zijn met dat deel van de efficiënte-markthypothese volgens welke de aandelenkoersen in staat zijn veranderingen in de geldhoeveelheid te anticiperen.

In contrast hiermee staat het resultaat, dat is vermeld in de derde kolom van tabel 2 en dat een onmiddellijke samenhang tussen geldhoeveelheid en aandelenkoersen ontken. Dit betekent een verwerping van de efficiënte-markt-hypothese.

Figuur. Kruiselingse correlaties tussen SP^{lok} en M₁, M₂ en M₃



Toelichting: op de horizontale as staat het aantal vertragingen; de gestippelde lijnen geven de significantiegrenzen aan.

Om deze schijnbare tegenspraak op te helderen zijn de kruiselingse correlaties tussen de verschillende reeksen nader bekeken. In de figuur zijn de kruiselingse correlaties tussen SP^{lok} en resp. M₁, M₂ en M₃ weergegeven (de kruiselingse correlaties tussen de overige reeksen geven een soortgelijk beeld). Uit de figuur blijkt het volgende. In de eerste plaats zien we een aantal significant negatieve kruiselingse correlaties waarvoor geen verklaring is. Immers, de theorie veronderstelt een positief verband tussen aandelenkoersen en geldhoeveelheid. Deze negatieve correlaties zijn echter wel in bovenstaande toetsen opgenomen aangezien deze toetsen op dit punt symmetrisch zijn. Dit geeft een scheef beeld van de significantie van de toets. In de tweede plaats blijkt dat bijna alle significant positieve kruiselingse correlaties zich na vele maanden (negatieve) vertraging voordoen. Het is niet aannemelijk dat de aandelenmarkt dergelijke veranderingen in de geldhoeveelheid kan anticiperen en niet die in een meer nabije toekomst. Tot slot blijkt uit de figuur wederom dat de geldhoeveelheid geen invloed op de aandelenkoersen uitoefent 12).

5. Conclusies

In dit artikel is de relatie tussen geldhoeveelheid en aandelenkoersen in Nederland onderzocht met maandcijfers voor de periode 1969-1978. Met behulp van de Pierce en Haugh-toets is gepoogd causale verbanden op te sporen ter ondersteuning van hetzij het monetaristische model, hetzij de efficiënte-markt-hypothese.

Geconcludeerd mag worden dat in Nederland de aandelenkoersen niet door veranderingen in de geldhoeveelheid worden beïnvloed, in het heden noch in het verleden. Dit betekent dat er geen empirische steun kan worden gevonden voor het monetaristische model en evenmin voor de efficiënte-markt-hypothese.

F. Spaans

Appendix

Geschatte ARIMA-modellen (waarnemingsperiode januari 1969-december 1978)

$$\begin{aligned} \nabla \nabla_{12} \ln M_1 &= (1 - 0,68 B^{12})a & \chi^2_{23} &= 15,5 \\ & (9,10) & \sigma_a &= 0,020 \\ \nabla \nabla_{12} \ln M_2 &= (1 + 0,31 B^2)(1 - 0,74 B^{12})a & \chi^2_{22} &= 32,6 \\ & (3,36) \quad (10,35) & \sigma_a &= 0,013 \\ (1 + 0,21 B) \nabla \nabla_{12} \ln M_3 &= (1 - 0,59 B^{12})a & \chi^2_{22} &= 34,0 \\ & (2,12) \quad (6,71) & \sigma_a &= 0,006 \\ (1 - 0,29 B) \nabla \ln SP^{ind} &= a & \chi^2_{23} &= 25,6 \\ & (3,24) & \sigma_a &= 0,045 \\ (1 - 0,24 B) \nabla \ln SP^{lok} &= a & \chi^2_{23} &= 26,7 \\ & (2,69) & \sigma_a &= 0,044 \\ (1 - 0,40 B) \nabla \ln SP^{int} &= a & \chi^2_{23} &= 26,4 \\ & (4,72) & \sigma_a &= 0,040 \\ (1 - 0,36 B) \nabla \ln SP^{alg} &= a & \chi^2_{23} &= 29,5 \\ & (4,15) & \sigma_a &= 0,039 \end{aligned}$$

Toelichting: t-waarden zijn vermeld tussen haakjes; χ^2_m = portemanteau-toets met m vrijheidsgraden; σ_a = standaardafwijking van de résiduen.

12) Een en ander is natuurlijk geen ontkenning van eventuele andere factoren die de aandelenkoersen beïnvloeden. Ik denk b.v. aan een mogelijke invloed van het buitenland op de koersen op het Damrak.