

# Mag het ook een testje minder?

De invloed van een beperking van het aanvraagformulier voor laboratoriumonderzoek

J.O.M. ZAAT  
J.Th.M. VAN EIJK  
H.A. BONTE

In twee groepen huisartsen werd nagegaan of een beperking van het aantal voorgedrukte bepalingen op het aanvraagformulier voor laboratoriumonderzoek zou leiden tot een verandering van het aantal aanvragen, van de kosten en van het aanvraagpatroon. Beide groepen werden 12 maanden gevolgd. Na vijf maanden kreeg de ene groep een formulier met (naast enkele urine- en faecesonderzoeken en een rubriek 'diversen') alleen nog voorgedrukte mogelijkheden BSE, Hb, nuchtere glucose, 2-uurs glucose, HbA<sub>1c</sub>, Gamma-GT, ALAT, ASAT, totaal bilirubine, kalium, monosticon, creatinine, cholesterol, gevoelige TSH en T4. In de experimentele groep daalde het totaal aantal aanvragen tussen voor- en nameting met gemiddeld 18 procent, en was er een verschuiving van minder gewenste naar meer gewenste bepalingen. Ook de kosten van het aangevraagde onderzoek daalden. Verder onderzoek zal moeten uitwijzen of deze effecten blijvend zijn.

Zaat JOM, Van Eijk JThM, Bonte HA. Mag het ook een testje minder? De invloed van een beperking van het aanvraagformulier voor laboratoriumonderzoek. *Huisarts Wet* 1991; 34(2): 72-7.

Vakgroep Huisarts- en Verpleeghuisgeneeskunde, Vrije Universiteit, Postbus 7161, 1007 MC Amsterdam.

J.O.M. Zaat, huisarts; Prof. dr. J.Th.M. van Eijk, hoogleraar; Drs. H.A. Bonte, klinisch-chemicus.

Correspondentie: J.O.M.Zaat.

## Inleiding

Het gebruik van aanvullende diagnostiek is van arts tot arts verschillend.<sup>1-3</sup> Veel auteurs gaan ervan uit dat er te gemakkelijk en dus te veel laboratoriumonderzoek wordt aangevraagd;<sup>4-6</sup> andere benadrukken overigens dat te weinig diagnostiek ook niet goed is.<sup>8,9</sup>

Onnodige diagnostiek kost veel geld, en betekent meer medische zorg en mogelijk meer somatische fixatie. Overbodige bepalingen leveren bovendien interpretatieproblemen op: bij lage prevalenties, zoals in de huisartspraktijk, is er een grote kans op fout-positieve uitslagen.<sup>10,11</sup> Ook het gebruik om 'normaalwaarden' van laboratoriumtests te definiëren als de *range* waarbinnen 95 procent van de niet-ziekten valt, zorgt voor moeilijkheden bij de interpretatie: zo bedraagt de kans op het vinden van een afwijkende uitslag bij het gebruik van tien tests tegelijk al 40 procent.<sup>12</sup>

Het groeiende aantal aanvragen in de laatste decennia<sup>13-15</sup> heeft geleid tot het ontwikkelen van programma's om aanvraaggedrag in 'betere' (= minder overvloedige) banen te leiden.<sup>16-18</sup> Er is echter nog weinig onderzoek gedaan naar mogelijkheden om het aanvraaggedrag van huisartsen te beïnvloeden. *Pop & Winkens* hebben gerapporteerd over de invloed van persoonlijke feedback op het aantal laboratoriumaanvragen. Hierdoor daalde het totaal aantal hematologische en klinisch-chemische bepalingen met 35 procent.<sup>15</sup> Persoonlijke feedback is echter betrekkelijk arbeidsintensief.

*Wong et al.* onderzochten het effect van een probleemgeoriënteerd aanvraagformulier op het gebruik van schildklierbepalingen. Afhankelijk van de bepaling daalde het aantal aanvragen met 38 tot 61 procent.<sup>19,20</sup> In een ander onderzoek moest elke bepaling op het aanvraagformulier worden gerechtvaardigd. Hierdoor daalde het aantal aanvragen voor Protrombine-tijden met 44 procent en het aantal creatininebepalingen met 28 procent.<sup>21</sup>

Wij hebben onderzocht of een dergelijke, weinig arbeidsintensieve aanpak ook bij huisartsen kan leiden tot veranderingen van het aanvraaggedrag:

- Is het aanvraaggedrag te beïnvloeden door het aantal voorgedrukte bepalingen op het aanvraagformulier te verminderen: wordt er *minder* en wordt er '*beter*' aangevraagd?
- Is er een daling in de kosten: wordt er *goedkoper* aangevraagd?
- Als er bij een ander formulier in totaal minder wordt aangevraagd, vragen huisartsen dan *bij minder patiënten* onderzoek aan of vragen zij *per patiënt minder bepalingen* aan?

## Methoden

Het onderzoek vond plaats van mei 1988 t/m april 1989 in twee groepen huisartsen. Voor beide groepen werden 49 huisartsen gerecuteerd: het minimum aantal bij een minimaal relevant geachte daling van het aantal aangevraagde tests met 15 procent, en een alfa van 0,05 en een bèta van 0,10.

Beide groepen gebruikten slechts één laboratorium: de experimentele groep het laboratorium van het Streekziekenhuis Midden-Twente, de controlegroep het huisartsenlaboratorium in de regio Waterland. De verdeling stad/platteland is in beide gebieden vrijwel gelijk.

Gedurende het onderzoeksjaar werd in beide groepen het aantal aangevraagde hematologische en klinisch-chemische bepalingen gevolgd. De experimentele groep ontving na vijf maanden een sterk beperkt aanvraagformulier, terwijl de controlegroep het hele onderzoeksjaar het eigen formulier gebruikte. Beide groepen waren op de hoogte van het onderzoek.

## Interventie

Uit een uitgebreid literatuuronderzoek<sup>22</sup> bleek dat in de huisartspraktijk slechts een beperkt aantal hematologische en klinisch-chemische bepalingen van nut is: BSE, Hb, nuchtere glucose, twee-uurs glucose, HbA<sub>1c</sub>, Gamma-GT, ALAT, ASAT, totaal bilirubine, kalium, monosticon, creatinine, cholesterol, gevoelige TSH en T4. Behalve enkele urine- en faecesbepalingen werden uitsluitend deze bepalingen opgenomen in het nieuwe – optisch leesbare – formulier. In de meeste gevallen waarin aanvullende laboratoriumdiagnostiek nodig is, kan de huisarts met een of meer van

deze bepalingen uit de voeten. Uiteraard zijn er situaties waarbij meer specifieke tests nuttig zijn. Deze konden via de rubriek 'diversen' worden aangevraagd. Verder was het mogelijk op het aanvraagformulier de reden van het onderzoek aan te geven: uitsluiten of bevestigen van een hypothese, controleren van een bekende aandoening, screening van onbekende risicofactoren of op verzoek van de patiënt. Als aansporing om nog eens te overwegen of laboratoriumonderzoek in een concreet geval wel nuttig was, bevatte het formulier ook een regel waarop de huisarts zijn schatting van de prior kans op een afwijking kon aankruisen. Het invullen van die regel was overigens geheel vrijblijvend.

Voor een overzichtelijke indeling van het formulier riepen wij de hulp van een graficus in.

De experimentele groep ontving kort vóór de invoering van het formulier een boekje met een beknopte uitleg van de invloed van de prior kans op de voorspellende waarde van een test. Hierin werden de relevante kenmerken van alle belangrijke bepalingen besproken aan de hand van herkenbare rekenvoorbeelden. Tevens werd het weglaten op het formulier van bepalingen als de leukocyten telling en de differentiatie gemotiveerd. In een korte bijeenkomst werden de besliskundige achtergrond en de opzet van het onderzoek nog eens toegelicht. Daarna werden de huisartsen voorzien van nieuwe formulieren, en werden de oude ingenomen.

#### Afhankelijke variabelen

Het effect van de interventie is gemeten aan de hand van het *totaal* aantal bepalingen, het aantal op het formulier *gehandhaafde* bepalingen en het aantal op het nieuwe formulier *weggelaten* bepalingen, dit alles per 1000 patiënten per huisarts per maand. Een verschuiving van de weggelaten naar de vijftien gehandhaafde bepalingen noemen we 'beter'. De kosten van de laboratoriumbepalingen zijn uitgedrukt in Spaanderpunten.

De geautomatiseerde administraties van de laboratoria leverden het aantal aanvragen per huisarts. Serologische bepalingen, urine- en faeces-bepalingen en bepalingen

die het ene laboratorium wel en het andere niet verrichtte, zijn niet meegeteld.

De betrokken ziekenfondsen verstreken – na toestemming van de huisartsen – het aantal ziekenfondsverzekerden per 31 december 1988. Bij de bepaling van de praktijkomvang per huisarts zijn we uitgegaan van de ziekenfondscijfers en de opgave van de huisarts in een postenquête.

#### Analyse

Naast t-tests voor het toetsen van verschillen tussen de perioden en soorten bepalingen, hebben wij – na controle op normaliteit en homogeniteit – variantie-analyses met herhaalde metingen toegepast. Met deze techniek wordt tegelijk rekening gehouden met de verschillen tussen beide groepen, en de verschillen in het verloop van de maandcurve per groep. Bij de analyse is gebruik gemaakt van contrasten, waarbij het aantal bepalingen per huisarts in een maand is vergeleken met het gemiddelde van de voorafgaande maanden. Per tijdstip werd dan voor beide groepen een t-toets op deze parameters uitgevoerd.

Om het risico van type-1-fouten bij herhaalde t-tests te ondervangen, is het significantieniveau aangepast volgens de methode van Bonferroni.<sup>23</sup> Uitgaande van een alfa van 0.05, betekent dit dat bij 11 vergelijkingen (het aantal maanden minus 1) voor de alfa een niveau van 0.005 vereist is. In de tabellen worden de p-waarden overigens in exacte cijfers weergegeven.<sup>24</sup>

In de figuren zijn de werkelijk gemeten gemiddelden weergegeven. Bij gebruik van bijvoorbeeld voortschrijdende gemiddelden zijn de curves wat minder 'piekerig', maar neemt ook het inzicht in de variatie per maand wat af.

#### Resultaten

##### Algemeen

De experimentele groep bestond uit 49 huisartsen. Twee van hen zijn echter uitgesloten, omdat de laboratoriumgegevens alleen voor hun duopraktijk bekend waren en niet voor de individuele artsen. De controlegroep bestond aanvankelijk uit 44 huisartsen, maar hier vielen niet minder dan zeven duopraktijken uit. Bovendien weigerden twee huisartsen toestemming

om bij het ziekenfonds te informeren naar de praktijkomvang. Uiteindelijk hielden we dus slechts 28 huisartsen in de controlegroep over.

De twee onderzoeksgroepen samen verschillen qua praktijkomvang, praktijkvorm en leeftijd van de arts niet significant van de totale populatie van Nederlandse huisartsen. Onderling verschillen de twee onderzoeksgroepen niet naar leeftijd, aantal jaren sinds vestiging, praktijkomvang en afstand tot een prikpunt. Ook naar praktijkvorm verschillen de twee groepen niet significant ( $\chi^2=2.69$ ,  $p=0.26$ ), ondanks de sterke uitval van duopraktijken in de controlegroep.

De inter-doktervariatie in aanvraaggedrag was groot: de minst aanvragende huisarts liet in de vijf maanden vóór de interventie (voormeting) gemiddeld 20 bepalingen doen per 1000 patiënten per maand, terwijl een grootgebruiker 174 bepalingen per 1000 patiënten per maand aanvroeg. Het uitgangsniveau in beide groepen was weliswaar verschillend, maar het gemiddelde per maand per huisarts in de voormeting verschilde niet significant ( $t=0.42$ ,  $p=0.67$ ) tussen de groepen.

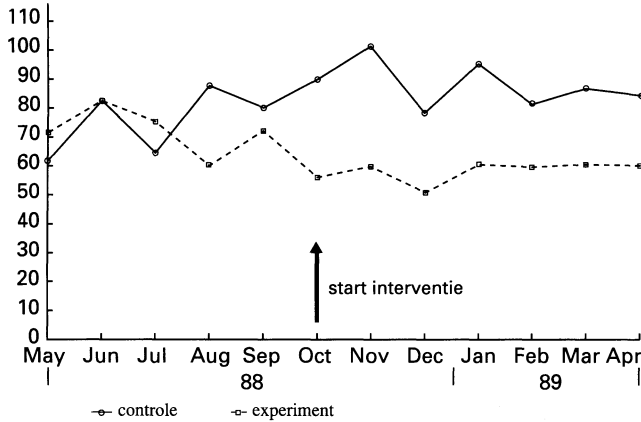
##### Minder en beter?

In de figuren 1 en 2 is het verloop van het aantal aanvragen per maand weergegeven. De daling in het aantal aanvragen in de experimentele groep in augustus wordt veroorzaakt door het grote aantal artsen dat toen met vakantie was.

Bij variantie-analyse met herhaalde metingen blijken zowel de groepen als geheel als het verloop van het totale aantal bepalingen per maand in beide groepen significant verschillend. Hoewel het verloop van de *gehandhaafde* bepalingen tussen beide groepen verschilt, is er tussen de twee groepen als geheel geen significant verschil. *Figuur 2* laat dat zien: na het begin van de interventie (oktober) is er even een *dip*, maar begin- en uitgangsniveau zijn in beide groepen vergelijkbaar. Bij de *weggelaten* bepalingen is er een sterke daling direct bij het begin van de interventie. De curve blijft dan gedurende de gehele periode laag.

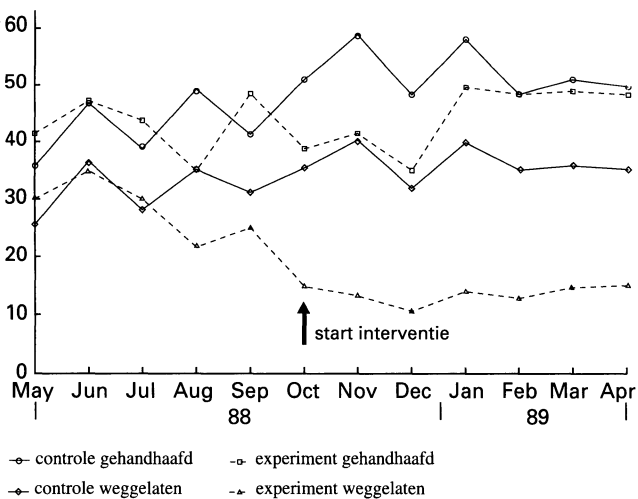
In *tabel 1* geven we de resultaten van de t-toetsen per meetmoment.

**Figuur 1** Verloop van het totale aantal bepalingen per 1000 patiënten per maand (gemiddelde per groep).



Verskil tussen groepen:  $F=5.87$ ,  $df=1$ ,  $p=0.018$   
 Verschil tussen de groepen per maand (het verloop):  $F=8.93$ ,  $df=11$ ,  $p=0.000$ .

**Figuur 2** Verloop van het gemiddeld aantal 'gehandhaafde' en 'weggelaten' bepalingen per 1000 patiënten.



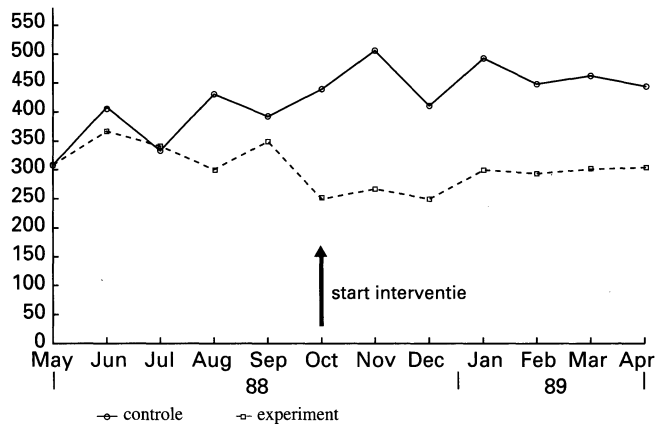
**Gehandhaafde bepalingen**

Verskil tussen groepen:  $F=0.56$ ,  $df=1$ ,  $p=0.46$   
 Verschil tussen de groepen per maand (het verloop):  $F=4.16$ ,  $df=11$ ,  $p=0.000$ .

**Weggelaten bepalingen**

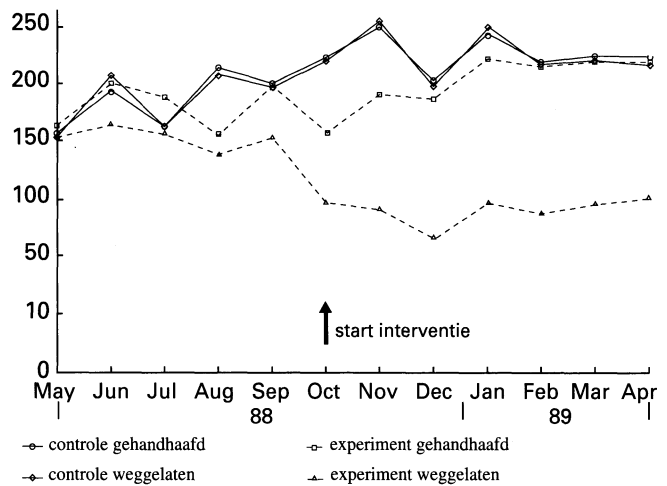
Verskil tussen groepen:  $F=24.256$ ,  $df=1$ ,  $p=0.000$   
 Verschil tussen de groepen per maand (het verloop):  $F=19.16$ ,  $df=11$ ,  $p=0.000$ .

**Figuur 3** Verloop van het gemiddeld aantal Spaanderpunten per 1000 patiënten voor het totale aantal bepalingen



Verskil tussen groepen:  $F=8.60$ ,  $df=1$ ,  $p=0.005$   
 Verschil tussen de groepen per maand (het verloop):  $F=7.32$ ,  $df=11$ ,  $p=0.000$ .

**Figuur 4** Verloop in gemiddeld aantal Spaanderpunten per 1000 patiënten voor de 'gehandhaafde' en 'weggelaten' bepalingen.



**Gehandhaafde bepalingen**

Verskil tussen groepen:  $F=0.56$ ,  $df=1$ ,  $p=0.46$   
 Verschil tussen de groepen per maand (het verloop):  $F=4.16$ ,  $df=11$ ,  $p=0.000$ .

**Weggelaten bepalingen**

Verskil tussen groepen:  $F=24.256$ ,  $df=1$ ,  $p=0.000$   
 Verschil tussen de groepen per maand (het verloop):  $F=19.16$ ,  $df=11$ ,  $p=0.000$ .

**Tabel 1** P-waarden (t-toetsen tussen beide groepen) per meetmoment voor het aantal bepalingen per 1000 patiënten per maand.

| Maand      | Totaal aantal | Gehandhaafde bepalingen | Weggelaten bepalingen |
|------------|---------------|-------------------------|-----------------------|
| Juni       | 0,20          | 0,30                    | 0,19                  |
| Juli       | 0,49          | 0,40                    | 0,68                  |
| Augustus** | —             | —                       | —                     |
| September  | 0,76          | 0,56                    | 0,12                  |
| Oktober    | 0,00*         | 0,00*                   | 0,00*                 |
| November   | 0,00*         | 0,00*                   | 0,00*                 |
| December   | 0,00*         | 0,00*                   | 0,00*                 |
| Januari    | 0,01          | 0,60                    | 0,00*                 |
| Februari   | 0,54          | 0,33                    | 0,00*                 |
| Maart      | 0,22          | 0,72                    | 0,00*                 |
| April      | 0,49          | 0,39                    | 0,00*                 |

\* Significant verschil tussen beide groepen (met Bonferroni correctie).

\*\* In augustus was een groter aantal huisartsen in de experimentele groep dan in de controlegroep met vakantie.

**Tabel 2** Gemiddeld aantal bepalingen per 1000 patiënten per huisarts in voor- en nameting voor de verschillende groepen bepalingen in de experimentele groep (n = 47).

| Bepalingen    | Voormeting | Nameting | p-waarde |
|---------------|------------|----------|----------|
| Hematologie   |            |          |          |
| gehandhaafd   | 19,3       | 17,4     | 0,06     |
| weggelaten    | 15,1       | 7,3      | 0,000*   |
| Glucose       |            |          |          |
| gehandhaafd   | 2,8        | 5,2      | 0,000**  |
| weggelaten    | 4,0        | 1,4      | 0,000*   |
| Leverfuncties |            |          |          |
| gehandhaafd   | 9,4        | 9,7      | 0,58     |
| weggelaten    | 3,0        | 0,9      | 0,000*   |
| Monosticon    | 1,1        | 1,5      | 0,001**  |
| Nierfunctie   |            |          |          |
| gehandhaafd   | 5,0        | 5,0      | 0,87     |
| weggelaten    | 0,3        | 0,06     | 0,001*   |
| Schildklier   |            |          |          |
| gehandhaafd   | 2,1        | 2,5      | 0,04     |
| weggelaten    | 0,3        | 0,07     | 0,000*   |
| Vet           |            |          |          |
| gehandhaafd   | 2,8        | 3,6      | 0,000**  |
| weggelaten    | 1,2        | 0,6      | 0,001*   |
| Elektrolyten  |            |          |          |
| gehandhaafd   | 1,5        | 1,3      | 0,37     |
| weggelaten    | 1,3        | 0,3      | 0,00     |
| Overige       | 3,3        | 2,4      | 0,00 *   |
| Totaal        | 72,5       | 59,2     | 0,00 *   |

\* Significante daling ten opzichte van de voormeting (met Bonferroni correctie).

\*\* Significante stijging ten opzichte van de voormeting (met Bonferroni correctie).

Voor de experimentele groep zijn we met hulp van gepaarde t-toetsen nagegaan of er een verschuiving in het aanvraagpatroon is opgetreden. Daarvoor gebruikten wij het gemiddelde van een groep bepalingen per 1000 patiënten per arts in de voor- en nameting. Tabel 2 laat dit per groep bepalingen in voor- en nameting zien.

Voor sommige bepalingen is er een duidelijke verschuiving van minder aanbevolen (weggelaten) tests naar meer geschikt geachte tests: zo stijgt de groep aanbevolen glucosebepalingen (nuchtere glucose, twee-uurs glucose en HbA<sub>1c</sub>) ten koste van de incidentele glucosebepalingen die op het formulier zijn weggelaten. Bij de hematologie, waar bepalingen als leukocytentelling en differentiatie van het formulier waren verdwenen, is het effect het grootst.

### Kosten

Het verloop van de kosten in Spaanderpunten is weergegeven in de figuren 3 en 4. Er is een significant verschil tussen de controle- en de experimentele groep voor het totaal aantal Spaanderpunten. Ook het verloop per maand verschilt. We zien dat de twee groepen verschillen in het gebruik van weggelaten bepalingen, terwijl dat voor de gehandhaafde bepalingen niet zo is. Het verloop van de weggelaten bepalingen verschilt significant tussen de groepen.

In de controlegroep steeg – ten opzichte van de voormeting – het aantal Spaanderpunten tijdens de gehele interventieperiode met gemiddeld 79 punten per 1000 patiënten per maand, terwijl er in de experimentele groep een daling was met gemiddeld 48 punten ( $t = -4.19$ ,  $p < 0.0001$ ). Het gemiddelde voor de gehandhaafde bepalingen steeg in de controlegroep met 41 punten en in de experimentele groep met 17 punten per 1000 patiënten per maand ( $t = -1.46$ ,  $p = 0.15$ ). Bij de weggelaten bepalingen zakte het aantal punten in de experimentele groep met gemiddeld 66 punten, terwijl de controlegroep een stijging met 38 punten per 1000 patiënten per maand vertoonde ( $t = -.60$ ,  $p < 0.0001$ ).

### Aantal patiënten

Alleen van de experimentele groep was bekend bij hoeveel patiënten per maand iedere huisarts laboratoriumonderzoek

aanvraag. In de voormeting werden gemiddeld 13,6 patiënten per 1000 patiënten per maand onderzocht, tegen 15,4 in de interventieperiode. Er is dus een kleine maar significante stijging (gepaarde t-test = -3.63, p=0.001). Dit versterkt het effect van de interventie: ondanks een toename in het aantal patiënten, was er een daling van het aantal aanvragen.

## Beschouwing

Onze doelstelling om met eenvoudige middelen het aanvraaggedrag van huisartsen te beïnvloeden, is bereikt. Met name de bepalingen die men met een enkele pennestreek kon aanvragen, zijn minder gebruikt. In de experimentele groep bedroeg de gemiddelde daling tussen voor- en nameting 18 procent voor het totaal aantal aanvragen.

Direct na het begin van de interventie gingen de huisartsen over de hele linie minder aanvragen; dat gold dus ook voor de op het formulier gehandhaafde bepalingen. Dit aantal steeg echter na enige tijd weer, waardoor een deel van het totaaleffect verloren ging. Wél is er sprake van een duidelijk substitutie-effect, met een verschuiving van minder naar meer gerichte bepalingen. Als in plaats van een minder zinnvolle, incidentele glucosebepaling een nuchtere bloedsuiker wordt geprikt, mogen we spreken van adequater aanvraaggedrag.

Gelet op de gelijktijdige stijging van het aantal bepalingen in de controlegroep en de stijging van het aantal patiënten in de experimentele groep bij wie bloedonderzoek wordt aangevraagd, zou deze stijging ook nog ten dele op een seizoensinvloed kunnen berusten. In de winter is het klachtenaanbod meestal groter, dus stijgt ook het gebruik van aanvullende diagnostiek.

De interventie heeft ook kostenbesparend gewerkt. In de experimentele groep werd per huisarts een gemiddelde daling van 93 Spaanderpunten bereikt. Het laboratorium van het streekziekenhuis Midden-Twente hanteert momenteel een puntprijs van NLG 1,50. Bij die prijs is dus per huisarts NLG 139,- per maand bespaard. Voor de onderzochte 47 huisartsen betekent dit een theoretische besparing van NLG 46.000

over de hele interventieperiode. Als alle huisartsen in Nederland eenzelfde verandering in aanvraaggedrag zouden vertonen, zou dat per jaar een bedrag van 10 miljoen gulden opleveren.

Gezien de berekeningsmethodiek is dit bedrag voornamelijk theoretisch interessant. Spaanderpunten dekken immers niet de werkelijk kosten van laboratoriumonderzoek, maar zijn gebaseerd op een verouderde schatting van de tijdsduur van de bepaling. De vaste lasten van de laboratoria, zoals salarissen en huisvesting, maken het merendeel van de kosten uit. Of er in werkelijkheid voor de ziektekostenverzekeraars zoveel te besparen is, valt dan ook nog te bezien.<sup>17 18</sup> Een echte kosten-batenanalyse die gericht is op kosten of volume, is uiterst ingewikkeld, aangezien de huisartsenlaboratoria een aanzienlijke inkomstenderving zullen trachten te compenseren via onderhandelingen met de financiers. Ook de kosten van de uitkeringen voor overbodig geworden laboratoriummedewerkers moeten worden meegewogen.

Er zijn verschillende problemen verbonden aan onze onderzoeksopzet.

Door het ontbreken van volledige gegevens van met name de huisartsen in de controlegroep is deze groep kleiner dan de bedoeling was. De berekening van de *power* van het onderzoek ( $1 - \beta$ ) is echter vooral belangrijk bij de interpretatie van negatieve bevindingen.<sup>25</sup> Door de longitudinale opzet, waarbij de nadruk vooral ligt op het volgen van de experimentele groep (waarin vrijwel geen uitval was), en de significante verschillen is ons inziens het niet halen van de beoogde groeps grootte van minder belang. Bovendien is, voor zover na te gaan, door de uitval geen essentieel verschil tussen de onderzoeksgroepen ontstaan.

Onze opzet om aanvraaggedrag te veranderen, is nogal directief, zodat de vraag rijst of de effecten ook blijvend zijn. *Sprij et al.*<sup>26</sup> onderscheidde in een recent overzichtsartikel verschillende interventiemethoden: programma's ter verbetering van de klinische competentie, programma's ter verbetering van de motivatie, en sturing door middel van drempels en programma's die

het inzicht in eigen handelen moeten vergroten. Een combinatie van methoden voldoet volgens hen het best.

Bij sterk directieve methoden bestaat de kans dat bij de artsen wrevel wordt opgeroepen, waardoor het effect wordt tenietgedaan. Laboratoriumdiagnostiek is het onderwerp van verschillende interventiemethoden geweest. Veel interventies zijn gericht op het overdragen van kennis over een juist gebruik van tests of inzicht in de kosten van onderzoek.<sup>27-33</sup> Veel van dit onderzoek is verricht in Amerikaanse ziekenhuizen met artsen met een hoog aanvraagniveau.<sup>34</sup> Educatieve programma's zijn vaak zo duur, dat de kosten-batenanalyse van de interventie negatief uitvalt.<sup>35</sup> Het is verre van duidelijk welke strategie het meest effectief is, nog afgezien van de vraag hoe een en ander nu precies werkt (zodat *Wones* met recht kan verzuchten dat 'the literature now has examples of improved knowledge without altered utilization, altered utilization without improved knowledge, and altered utilization without any educational program at all'<sup>36</sup>). Ook in ons onderzoek is niet geheel duidelijk hoe de interventie precies heeft gewerkt. Hebben we alleen maar gespeculeerd op luiheid, of is er wezenlijk iets in het aanvraaggedrag veranderd? Vervolg van de experimentele groep na herintroductie van het oude formulier kan deze vraag mogelijk oplossen.

Verder konden we in onze opzet bepalingen niet koppelen aan ziekten of problemen van patiënten. Het is theoretisch mogelijk dat het klachtenaanbod in de controlegroep groter c.q. ingewikkelder was, waardoor meer aanvullende diagnostiek noodzakelijk was. Omdat elke arts in zekere zin zijn eigen controle is, en het niet waarschijnlijk is dat het aanbod in de interventieperiode minder groot of minder ingewikkeld is, lijkt dit ontbreken van een *case-mixed controlled*-opzet niet van wezenlijk belang. Bovendien is recent het belang van verschillen in patiëntenaanbod op het aantal diagnostische tests gerelativeerd.<sup>37</sup>

Hoewel er noodgedwongen meer gebruik is gemaakt van theoretisch meer relevante tests, is ook niet na te gaan in hoeverre onderzoek bij de juiste indicaties is verricht. Onze definitie van 'beter' laboratoriumgebruik beruiste vooral op de testken-

merken van de verschillende bepalingen. In de schriftelijke instructie is weliswaar gestreefd naar het koppelen van bepalingen en werkhypothesen, maar in de dagelijkse praktijk tobt de huisarts met het omgekeerde probleem: de vraag welke test zinvol is bij welk probleem. En om het nog ingewikkelder te maken: of een bepaling als nuttig wordt beschouwd, hangt af van het doel van de bepaling: opsporen of uitsluiten, controle, screening, tijd winnen, afkopen van andere wensen, etc.

#### Dankbetuiging

Zonder al het kritisch commentaar en steun van alle (ex-)leden van de CWO was dit onderzoek nooit van de grond gekomen. We danken ook de betrokken huisartsen, laboratoriummedewerkers, de ziekenfondsen PWZ, OGZO en RZT en alle anderen hartelijk voor hun medewerking.

#### Literatuur

- 1 Epstein AM, McNeill BA. Physician characteristics and organizational factors influencing use of ambulatory tests. *Med Decis Making* 1985; 5: 401-15.
- 2 Epstein AM, Begg CB, McNeill BA. The effects of physicians' training and personality on test ordering for ambulatory patients. *Am J Public Health* 1984; 74: 1271-3.
- 3 Eisenberg J, Nicklin D. Use of diagnostic services by physicians in community practice. *Med Care* 1987; 25: 78-82.
- 4 Sandler G. Costs of unnecessary tests. *Br Med J* 1979; ii: 21-4.
- 5 Griner PF, Glaser RJ. Misuse of laboratory tests and diagnostic procedures. *N Eng J Med* 1982; 307: 1336-9.
- 6 Lundberg G. Laboratory requestforms that guide and teach. *JAMA* 1983; 249: 3075.
- 7 Kassirer JP. Our stubborn quest for diagnostic certainty. *N Eng J Med* 1989; 320: 1489-91.
- 8 Vandembroucke JP. De halsstarrigheid van een professie. *Ned Tijdschr Geneesk* 1989; 133: 2540-2.
- 9 Leijne B. Is Ockham's scheermes waardevol in de geneeskunde? [Afscheidsrede]. Rotterdam: Erasmus Universiteit Rotterdam, 1990.
- 10 Knottnerus JA, Volovics A. Het onderscheidend vermogen van diagnostische tests. *Huis Wet* 1989; 32: 338-46.
- 11 Sackett DL, Haynes RB, Tugwell. *Clinical epidemiology. A basic science for clinical medicine*. Boston: Little Brown and Company, 1985.
- 12 Rümke ChL. Ongebruikelijke laboratoriumuitslagen bij normale mensen. *Ned Tijdschr Geneesk* 1989; 37: 1411-3.
- 13 Sanders GTB. Klinisch-chemische laboratoriumdiagnostiek in ziekenhuizen; de laboratoriumproductie in perspectief. *Med Contact* 1988; 43: 975-6.
- 14 Davidse W, Wissink GJ. *Het functioneren van arts-laboratoria*. Leiden: NIPG, 1985.
- 15 Pop P, Winkens RAG. A diagnostic center for general practitioners: results of individual feedback on diagnostic actions. *J R Coll Gen Pract* 1989; 39: 507-8.
- 16 Young DW. Improving laboratory usage; a review. *Postgrad Med* 1988; 64: 283-9.
- 17 Grossman R. A review of physician cost containment strategies for laboratory testing. *Med Care* 1983; 21: 783-802.
- 18 Fraser CG, Woodford FP. Strategies to modify test-requesting patterns of clinicians. *Ann Clin Biochem* 1987; 24: 223-31.
- 19 Wong ET, McCarron MM, Shaw ST. Ordering of laboratory tests in a teaching hospital. *JAMA* 1983; 249: 2076-80.
- 20 Wong ET, Lincoln TH. Ready! Fire!... aim! An inquiry into laboratory test ordering. *JAMA* 1983; 2510-3.
- 21 Novich M, Gillis L, Tauber AI. The laboratory test justified, an effective mean to reduce routine laboratory testing. *Am Clin Pathol* 1985; 84: 756-9.
- 22 Zaat JOM, Bonte HA. *Laboratoriumonderzoek onderzocht*. Amsterdam: Vakgroep Huisarts en Verpleeghuisgeneeskunde, Vrije Universiteit, 1988.
- 23 Glantz SA. *Primer of biostatistics*. New York: McGraw-Hill, 1987.
- 24 Andersen B, Holm P. Problems with p. Significance testing in medical research. Basle: Hoffmann La Roche, 1984: 33-9.
- 25 Sprij B, Casparie AF, Grol R. Interventiemethoden om een verandering in de medische praktijkvoering te bewerkstelligen; wat is effectief. *Ned Tijdschr Geneesk* 1989; 133: 1115-8.
- 26 Fowkes FGR, Hall R, Jones JH, et al. Trial of strategy for reducing the use of laboratory tests. *Br Med J* 1986; 292: 883-5.
- 27 Marton KI, Tul V, Sox HC. Modifying test-ordering behavior in the outpatient medical clinic. *Arch Intern Med* 1985; 145: 816-21.
- 28 Dowling PT, Alfonsi G, Brown MI, Culpepper L. An education program to reduce unnecessary laboratory tests by residents. *Acad Med* 1989; 64: 410-2.
- 29 Gortmaker SL, Bickford AF, Mathewson HO, Dumbaugh K, Tirell PC. A successful experiment to reduce unnecessary laboratory use in a community hospital. *Med Care* 1988; 26: 631-42.
- 30 Eisenberg J. An educational program to modify laboratory use by house staff. *J Med Educ* 1977; 52: 578-51.
- 31 Griner PF. Use of laboratory tests in a teaching hospital; long term trends. *Ann Int Med* 1968; 90: 243-8.
- 32 Davidoff F, Goodspeed R, Clive J. Changing test ordering behavior. A randomized controlled trial comparing probabilistic reasoning with cost-containment education. *Med Care* 1989; 27: 45-58.
- 33 Hartley RM, Epstein AM, Harris CM, McNeil BJ. Differences in ambulatory test ordering in England and America. Role of doctors' beliefs and attitudes. *Am J Med* 1987; 82: 513-7.
- 34 Schroeder SA, Myers LP, McPhee SA et al. The failure of physician education as a cost containment strategy. Report of a prospective controlled trial at a university hospital. *JAMA* 1984; 252: 225-30.
- 35 Wones RG. Failure of low-cost audits with feedback to reduce laboratory test utilization. *Med Care* 1987; 25: 78-82.
- 36 Hartley RM, Charlton JR, Harris CM, Jarman B. Patterns of physicians' use of medical resources in ambulatory settings. *Am J Public Health* 1987; 77: 565-7. ■

#### Abstract

**Zaat JOM, Van Eijk JThM, Bonte HA. The influence of shortening the request form for laboratory investigation. *Huisarts Wet* 1991; 34(2): 72-7.**

Two groups of general practitioners were investigated to see whether restriction of the number of preprinted tests on the request form for laboratory investigations would result in a change in the number of requests, the costs and the request pattern. Both groups were followed for 12 months. After five months one group received a form with only the following preprinted tests: ESR, Hb, fasting glucose, 2 hour glucose, HbA<sub>1c</sub>, gamma-GT, ALT, AST, total bilirubin, potassium, monosticon, creatinine, cholesterol, STSH and T4 (as well as several urine and feces tests and a 'miscellaneous' section). In this group the introduction of the restricted form resulted in an average decrease of 18% in the total number of requests. There was a shift from less relevant to more relevant tests. The costs of requested investigations also decreased.

**Key words** Laboratory diagnosis; Family practice.

**Correspondence** J.O.M. Zaat, Department of General Practice and Nursing Home Medicine, Free University, PO Box 7161, 1007 MC Amsterdam, The Netherlands.