

Inkomensongelijkheid in Oost-Europa voor en na 1989

*Jos A.G. Dessens, Wim Jansen
en Jan H.M. Nelissen*

In dit artikel staat de invloed van het transitieproces in Oost-Europa op de inkomensverdeling centraal. Ingegaan wordt op de ontwikkeling van de inkomensverdeling in Polen, Tsjecho-Slowakije (Tsjechië), Hongarije en Rusland. De auteurs beschouwen zowel de verdeling van de lonen als van het gehele huishoudinkomen voor en na de transitie. Vervolgens worden mogelijke verklaringen aangedragen voor de veranderingen in de inkomensverdeling. Van belang hierbij blijkt dat het zogenoemde demografische model steeds minder opgaat als verklarende factor en dat de betreffende rol meer en meer door economische factoren en baankenmerken overgenomen wordt. Het gevolg is dat de Oost-Europese landen qua inkomensverdeling niet of nauwelijks meer afwijken van de West-Europese landen, terwijl voordien de ongelijkheid in Oost-Europa in het algemeen aanmerkelijk geringer was. Opvallend is tenslotte, dat de betekenis van privaat ondernemerschap als verklaringsgrond voor de inkomensongelijkheid op zijn retour lijkt. (Van de redactie).

Het transitieproces in Oost-Europa is voor onderzoekers op het terrein van de inkomensongelijkheid een bron van inspiratie. Het transformatieproces van een centraal geleide economie naar een markteconomie kan immers worden beschouwd als een soort 'real-world' experiment en biedt aldus de mogelijkheid hypothesen en theorieën te toetsen. Aangezien er slechts sporadisch data voor 1994 en later beschikbaar zijn, is het daar wellicht nog wat te vroeg voor.

* Jos A.G. Dessens en Wim Jansen zijn verbonden aan het ICS / Vakgroep Methodenleer & Statistiek, Faculteit Sociale Wetenschappen, Universiteit Utrecht, Postbus 80140, 3508 TC Utrecht. E-mail: j.dessens@fsw.ruu.nl. Jan H.M. Nelissen is verbonden aan WORC / Faculteit Sociale Wetenschappen en Center, Katholieke Universiteit Brabant, Postbus 90153, 5000 LE Tilburg. E-mail: j.h.m.nelissen@kub.nl

Desondanks kunnen de wel beschikbare data een indicatie geven wat ons verder te wachten staat.

In deze bijdrage willen we (a) een overzicht geven van de ontwikkelingen in de inkomensverdeling voor Tsjecho-Slowakije (tot en met 1991), Tsjechië (vanaf 1992), Slowakije (vanaf 1992), Hongarije, Polen en de Sovjet Unie (c.q. Rusland) tot en met 1993 en (b) nagaan of de betreffende inkomensverdelingen sinds 1989 convergeren naar die in West-Europa. Ook zal nagegaan worden welke factoren aan de veranderingen bijgedragen hebben. De academische wereld heeft voor deze vraagstelling nog weinig belangstelling. De vroegere centraal geleide economieën worden voornamelijk vanuit een macro invalshoek bestudeerd. Centraal hierbij staan onderwerpen als de privatisering van overheidsondernemingen en economische groei. Een van de weinige uitzonderingen is Večerník (1991, 1995), die met name de inkomensontwikkelingen in Tsjecho-Slowakije bestudeerd heeft.

De opbouw van dit artikel is als volgt. In paragraaf 1 gaan we in op de vraag waarom verdelingsaspecten onze aandacht verdienen. De beschikbare data en het probleem van de vergelijkbaarheid van de data tussen de landen onderling vormen het onderwerp van paragraaf 2. Paragraaf 3 beschrijft de ontwikkelingen op het terrein van de inkomensverdeling in Oost-Europa tot en met 1989. Paragraaf 4 gaat in op de ontwikkelingen sindsdien en vergelijkt de inkomensongelijkheid in Oost en West-Europa. In paragraaf 5 gaan we in op de vraag welke factoren het inkomen bepalen en daarmee medeverantwoordelijk zijn voor veranderingen in de inkomensongelijkheid. Tenslotte bevat paragraaf 6 de conclusies.

1. Waarom zijn verdelingsaspecten van belang?

Atkinson en Micklewright (1991, blz. 6-11 en 1992, blz. 2-5) geven drie redenen waarom (her)verdelingsargumenten nauwelijks een rol spelen bij de analyse van het hervormingsproces. Het eerste argument is conservatief van aard: de hervorming naar een markteconomie is op zichzelf beschouwd al voldoende rechtvaardiging, aangezien dit resulteert in vrije ruil. Dit is het uiteindelijke doel, met als gevolg dat verdelingsaspecten later aan bod kunnen komen. De aanhangers hiervan verwachten ook geen grote veranderingen in de inkomensverdeling, al zal er wel sprake zijn van een omvangrijke mobiliteit. Vooral het hoogste inkomensdecil zal door andere personen bevolkt worden wanneer de hervorming afgerond is. Het verlies van de groep personen die in inkomen achteruit gaat, wordt gerechtvaardigd vanuit een normatieve optiek. Deze groep

zou onrechtvaardige voordelen hebben genoten onder het communistische regime. De hervorming zal leiden tot meer gelijke mogelijkheden voor een ieder en dit rechtvaardigt de veranderingen in de inkomensverdeling. Verdere aandacht voor de inkomensverdeling is vanuit deze optiek dan niet nodig. Het tegenargument is dat de historie er uiteraard wel toe doet. De overgang naar een markteconomie vindt niet plaats in een land zonder inwoners. Dit impliceert dat de vroegere politieke elite een beter vertrekpunt heeft om op de veranderingen in te spelen. De politieke ontwikkelingen in onder andere Rusland en Roemenië maken dat duidelijk. Dit betekent dat de pre-1990 verdeling zeer zeker relevant is, zodat de ontwikkelingen na de hervorming niet los gezien kunnen worden van die vóór de hervorming.

Het tweede argument is dat de geringere inkomensongelijkheid in Oost-Europa het gevolg was van de excessieve betrokkenheid van de staat bij het economische proces. Dit resulteerde onder meer in een beperkte arbeidsmobiliteit. Om dit te handhaven was het nodig de loonverschillen zo klein mogelijk te houden¹. Vanuit dat oogpunt bezien is de vergroting van de inkomensongelijkheid geen probleem. Aan de andere kant kan men zich afvragen waarom men geen oog zou mogen hebben voor sociale actie, bijvoorbeeld in de sfeer van een adequaat sociaal minimum. De noodzaak daarvan is in het bijzonder in het begin van het transitieproces duidelijk geworden. In die begintijd was de inflatie dermate hoog dat het merendeel van de pensioenen (die veelal in nominale bedragen gedefinieerd zijn) vrijwel waardeloos geworden is in een aantal landen.

Het derde argument is dat herverdeling te hoge kosten met zich meebrengt en daarmee de economische groei aantast. Nu zouden ook de personen met lage inkomens meer profiteren van de economische groei dan in geval van een omvangrijke herverdeling gepaard gaande met groeivertraging. Echter, de recente ontwikkelingen in diverse westerse landen (Engeland, Verenigde Staten en ook Nederland) laten zien dat een groei van het gemiddeld inkomen niet automatisch resulteert in hogere inkomens voor de individuen aan de onderkant van het loongebouw. Alleen al daarom lijkt het gewenst de ontwikkelingen in de inkomensongelijkheid nader te bestuderen.

Al met al kunnen we concluderen dat de argumenten om geen rekening te houden met de ontwikkelingen in de inkomensverdeling niet of hooguit ten dele opgaan. De vraag rijst dan: wat kunnen we van de hervormingen verwachten? Zoals Večerník (1995) benadrukt impliceert de marxistische theorie beloning

¹ Dit betekent niet dat regionale loonverschillen onmogelijk waren. Om de ontwikkeling in bepaalde regio's dan wel het aanbod van arbeidskrachten in zware beroepen te bevorderen werd mede gebruik gemaakt van een gedifferentieerde loonpolitiek.

naar arbeid en niet per definitie gelijke beloning voor een ieder, zoals vaak wordt gedacht. Echter, het 'reëel bestaande socialisme' resulteerde in omvangrijke belangengroeperingen strevend naar gelijke beloning. Lonen dienden er voornamelijk toe een minimum voorziening aan de bevolking te bieden. Bijgevolg waren de loonverschillen tussen hand- en hoofdarbeiders beperkt. Het loon van de eerste groep kon zelfs hoger zijn gegeven hun hogere caloriebehoefte in geval van zwaar werk. Aangezien hoofdarbeid als onproductief wordt beschouwd, ontvangen hoger opgeleide personen een meerinkomen dat de kosten van investeringen in opleiding nauwelijks te boven gaat. Zo ontving in 1980 een hoger opgeleid persoon in de verwerkende industrie in Tsjecho-Slowakije 131 procent van het loon van een handarbeider die routinematig werk verricht. In Hongarije was dat 140 procent en in Polen 125 procent (zie Večerník, 1995, blz. 3). De hoogte van het loon had niets of nauwelijks van doen met de in het westen gangbare voorspellers op de loonmarkt, zoals opleiding, sector en wel of niet leidinggevende positie. Vooral demografische factoren zoals leeftijd en geslacht speelden een rol. Het verschil in beloning tussen mannen en vrouwen is de belangrijkste verklarende factor voor de inkomensongelijkheid. Het belang van de demografische factoren komt ook naar voren in de beschikbaarheid van data. Basisbehoeften vormen het uitgangspunt en dit verklaart de nadruk op het *per capita* huishoudinkomen. Met andere woorden, de hervormingen impliceren een overgang van het 'demografische model' van inkomensvorming naar het 'economische model', hetgeen noodzakelijkerwijze tot meer ongelijkheid zal leiden (Večerník, 1995, blz. 8). Dit proces wordt versterkt door de ontwikkeling naar een marktconomie, die leiden tot een "... greater (dynamic) efficiency being obtained at the cost of a rise in relative inequality" (Atkinson en Micklewright, 1992, blz. 23). Op basis hiervan verwachten we het volgende:

1. de introductie van een marktconomie zal leiden tot grotere inkomensongelijkheid;
2. de demografisch georiënteerde bepaling van looninkomen (zoals leeftijd en geslacht) zal worden vervangen door een meer op marktfactoren georiënteerde (zoals een onderscheid tussen hand- en hoofdarbeiders);
3. in plaats van politieke privileges zal economisch eigendom meer op de voorgrond treden als het gaat om de verwerving van hoge inkomens, en
4. deze veranderingen zullen ertoe leiden dat de inkomensverdelingen in Oost-Europa convergeren naar die in West-Europa.

2. De data

Algemeen werd in het westen aangenomen dat er nauwelijks adequate data op het terrein van de inkomensverdeling voorhanden zijn in Oost-Europa. Met de toegenomen openheid na de hervormingen in 1989 werd duidelijk dat er zeer goed bruikbare data beschikbaar zijn voor met name Polen, Hongarije en Tsjecho-Slowakije. De kwaliteit van de beschikbare data doet niet onder voor die in vele westerse landen. Met name de studie van Atkinson en Micklewright (1992) heeft dat duidelijk gemaakt. Zij geven een indrukwekkend overzicht van de beschikbare data. Een belangrijke bevinding is dat de overeenkomsten in de inkomenssurveys voor Oost-Europa enerzijds en de *New Earnings Survey* in Groot-Brittannië opvallender zijn dan de verschillen (Atkinson en Micklewright, 1992, blz. 55). Beide zijn gebaseerd op bedrijfssurveys. Natuurlijk zijn er verschillen. Zo is de landbouwsector ondervertegenwoordigd in de Oost-Europese data. Dat zijn echter veelal zelfstandigen, die op hun beurt weer ondervertegenwoordigd zijn in de Britse survey. De belangrijkste verschillen betreffen - wanneer we ons beperken tot de eerder genoemde landen - dat in Tsjecho-Slowakije alleen bonusbetalingen in de maand van de survey geregistreerd worden, dat de gesocialiseerde sector in Hongarije ook enige private ondernemingen omvat en dat er in Polen enige malen sprake is van definitiewijzigingen. Verder zij vermeld dat de data voor de Sovjet Unie niet enkel gebaseerd zijn op surveys onder ondernemingen, maar ook op huishoudenssurveys.

Een element dat de waarde van een vergelijking tussen het westen en Oost-Europa wezenlijk kan beïnvloeden is de rol van de informele economie. Vaak wordt beweerd dat de officiële Oost-Europese statistieken om die reden maar een deel van het verhaal vertellen. Echter, de data voor voornoemde landen zijn gebaseerd op consumentensurveys waarbij zowel naar legaal als zwart inkomen gevraagd is. De betekenis van de informele economie is voor Hongarije onderzocht door Éltető en Vita (1989) met gebruikmaking van de microsimulatie-techniek. Het opnemen van de informele economie leidt weliswaar tot een grotere inkomensongelijkheid, maar zelfs onder de hoge variant neemt de inkomensongelijkheid in termen van de decielratio met hooguit 12 procent toe. Alexeev en Gaddy (1991) vinden zelfs nog een geringer effect voor de Sovjet Unie. Hier neemt de ongelijkheid met om en nabij 1 procent toe in Rusland, Wit-Rusland, Oekraïne, Moldavië en de Baltische staten en ongeveer 7 procent in de Transkaukasische en Centraal-Aziatische republieken. Hierbij moet echter worden vermeld dat deze cijfers gebaseerd zijn op een vrij kleine steekproef onder emigranten, wonend in verstedelijkte gebieden. Bovendien is de omvang van de informele economie sindsdien sterk toegenomen; zie Ott en Wagner (1997, blz. 6).

Een ander element dat de vergelijkbaarheid zou kunnen bemoeilijken is dat we voor Oost-Europa voornamelijk beschikken over per capita inkomen, terwijl het in West-Europa gebruikelijk is de inkomensongelijkheid te meten aan de hand van het gestandaardiseerde huishoudensinkomen. Bruinooge et al. (1990) hebben beide maatstaven toegepast op Hongaarse en Nederlandse data. Hieruit blijkt dat dit niet tot wezenlijke verschillen leidt. Wel is de inkomensongelijkheid in Oost-Europa in termen van het gestandaardiseerde huishoudensinkomen geringer: in Hongarije bedraagt de decielratio² dan 2.5 in plaats van 2.8 wanneer het per capita inkomen wordt gebruikt. De reden hiervoor is dat huishoudens in Oost-Europa gemiddeld een groter aantal personen omvatten en de grotere huishoudens relatief meer in de lagere decielen te vinden zijn; zie ook Atkinson en Micklewright (1992, blz. 141).

Een volgend punt is dat er omvangrijke privileges bestaan voor de elite (nomenklatoera), inclusief niet-loongerelateerde voordelen. Morrisson (1984) heeft een schatting van het effect gemaakt. Hij schat dat de omvang van de 'geprivilegieerde' bevolking varieert van 0,2 tot 1,5 procent in de Sovjet Unie en ongeveer 0,7 procent van de totale bevolking bedraagt in Polen. Bijgevolg wordt de decielratio er niet door beïnvloed. Andere maten die op de volledige verdeling gebaseerd zijn, uiteraard wel. Zo blijkt de Gini-coëfficiënt gemiddeld met 14 procent toe te nemen. Bij de interpretatie van de resultaten dient men hiermee rekening te houden.

Tot slot moet gewezen op de rol van tekorten en prijzen. Aangezien het in Oost-Europa niet altijd mogelijk is geldinkomen te ruilen tegen goederen en diensten tegen vastgestelde prijzen, heeft geld in de Oost-Europese landen een andere betekenis dan in het westen. Het effect op de inkomensverdeling hangt af van de wijze van rantsoenering. Rantsoenering kan zeer egalitair werken. Indien de allocatie plaats vindt met behulp van wachtrijen dan kan er sprake zijn van een progressief herverdelend effect, doordat het mensen met relatief veel tijd en weinig inkomen (bijvoorbeeld gepensioneerden en werklozen) bevoordeelt boven mensen met relatief weinig tijd en een hoog inkomen (werkenden). Bestaan er daarentegen discriminerende verkooppraktijken, waarbij er sprake is van een gemakkelijker toegang voor de geprivilegieerde klasse, dan zal dat resulteren in een zwarte markt met hogere prijzen. Betreft dat aan de andere kant wederverkoop van officieel aangeschafte goederen dan kan dat weer herverdelend werken. Het is echter moeilijk aan te geven wat het uiteindelijke effect zal zijn.

² De decielratio is de verhouding tussen het gemiddeld inkomen in het op een na hoogste deciel (aangegeven met P_{90}) en het gemiddelde inkomen in het laagste deciel (aangegeven met P_{10}).

Kortom, er zitten haken en ogen aan de vergelijking van de inkomensongelijkheid in Oost- en West-Europa. Sommige krachten zullen resulteren in grotere ongelijkheid in Oost-Europa, andere daarentegen zullen het tegendeel bewerkstelligen. Het lijkt er echter op dat het netto effect niet al te afwijkend zal zijn. Dit impliceert dat de beschikbare data een redelijk startpunt voor een vergelijking vormen.

3. Inkomensongelijkheid vóór 1989

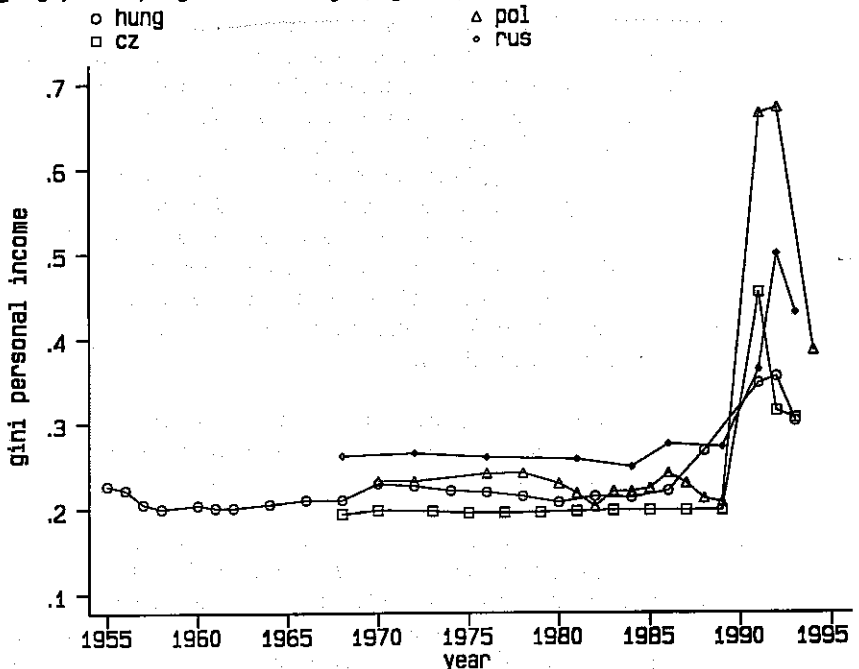
Tot voor kort waren gegevens over lonen en inkomens in Oost-Europa nauwelijks beschikbaar in het westen. De bestaande data zijn vooral door Atkinson en Micklewright (1992) ontsloten. Deze paragraaf is voor het overgrote deel gebaseerd op hun bevindingen. Gegeven de beschikbare data beperken we ons in deze paragraaf tot Tsjecho-Slowakije, Hongarije, Polen en de Sovjet Unie. Als maat voor de inkomensongelijkheid hanteren we de decielratio en de Gini-coëfficiënt. Er zij op gewezen dat de resultaten voor 1986 en later reeds beïnvloed worden door de processen die mede tot de hervormingen in 1989 hebben geleid. Zo vond er onder Gorbatsjov in 1986 een loonhervorming plaats in de Sovjet Unie, in Hongarije werd het stelsel van individuele belastingen geïntroduceerd en de invloed van Solidariteit heeft vrijwel zeker zijn weerslag op de inkomensverdeling gehad in Polen.

We starten met de *lonen*. Deze zijn gedefinieerd als het geldinkomen uit arbeid voor belastingen en eventuele overige heffingen, inclusief overwerk, bonussen en extra (groeps-) beloningen. Het betreft hier alle werknemers in alle beroepen die voltijds gewerkt hebben gedurende het tijdvak waarop de survey betrekking heeft. De resulterende Gini-coëfficiënten zijn weergegeven in Figuur 1. Opvallend is de aanhoudend geringe inkomensongelijkheid voor Tsjecho-Slowakije, evenals het stabiele karakter ervan. De Gini-coëfficiënt varieert tussen 0.185 (in 1963) en 0.198 (in 1989). Alleen rond 1968 zien we een (beperkte) toename van de ongelijkheid. Tsjecho-Slowaakse onderzoekers verklaren de geringe inkomensongelijkheid uit de grote wens voor gelijkheid die historisch diep geworteld zou zijn in de bevolking. Ook na de hervorming is er steeds een brede roep om een economische rechtvaardige verdeling; zie bijvoorbeeld Teichova (1988) en Brada (1991).

De resultaten voor de Sovjet Unie hebben betrekking op schattingen voor de jaren 1968, 1972 en 1976 en gepubliceerde surveygegevens voor de periode 1981-1989; zie Atkinson en Micklewright (1992, Tabel UE2 en UE1). Over de mate van vergelijkbaarheid valt niet veel te zeggen. In ieder geval is dit het

land met de meest ongelijke inkomensverdeling van alle hier beschouwde landen (inclusief de verderop gerapporteerde westerse landen). Tussen 1956 en 1968 was er zeer waarschijnlijk sprake van een grote mate van nivellering. De vergroting van de inkomensverschillen in de periode 1984-1989 hangt samen met het beleid dat gericht is op vergroting van de loonverschillen. Ook Gorbatsjovs loonhervormingen resulteerden in een vergroting van de ongelijkheid. Zie ook McAuley (1979) en Chapman (1983 en 1991).

Figuur 1: Gini-coëfficiënten, gebaseerd op lonen, 1955-1993 voor Hongarije, Polen, Tsjecho-Slowakije (Tsjechië) en de Sovjet Unie (Rusland)³



De ongelijkheid in de verdeling van de lonen volgt in Polen een tamelijk onregelmatig patroon. Vanaf 1971 is er sprake van een toename van de ongelijkheid, doch deze wordt meer dan gecompenseerd in de periode 1978-1982. Daarna is er tot 1987 sprake van een sterke toename van de ongelijkheid, waarna de ongelijkheid op zijn beurt weer sterk daalt. De toename in de jaren zeventig wordt vooral veroorzaakt door loonstijgingen in het top deciel. In de periode 1980-1982 waren er vooral loonsverbeteringen in de lagere loonregio-

³ Bronnen: Atkinson en Micklewright (1992), Szelenyi en Treiman (1994), Alwin et al. (1991) en Zentralarchiv (1992).

nen, terwijl de inkomensverschillen aan de top geringer werden. Dit hangt ten nauwste samen met de gedeeltelijke implementatie van de beleidsvoorstellen van Solidariteit. Na 1982 resulteerde het loonbeleid in een stijging van de lonen van hoofdarbeiders. Bijgevolg verslechterde de relatieve positie van de laagst-betaalde werknemers. Het omgekeerde geschiedde tussen 1987 en 1989; zie Flakierski (1986 en 1991). Het resultaat van deze ontwikkeling is dat in 1989 de looninkomensongelijkheid slechts in beperkte mate afwijkt van die in Tsjecho-Slowakije.

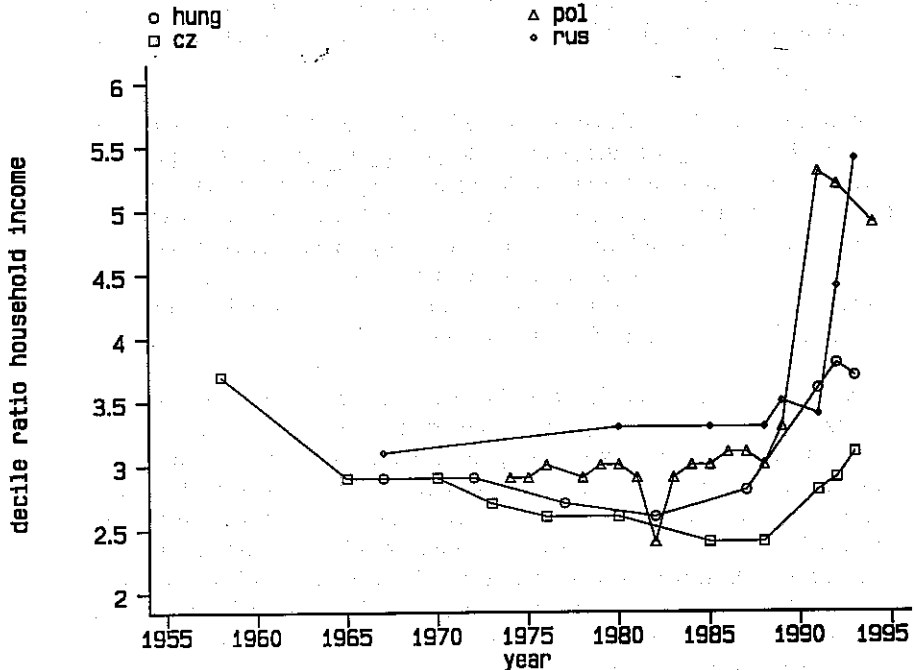
De resultaten voor Hongarije hebben tot 1970 enkel betrekking op werknemers bij de overheid, terwijl de latere data van toepassing zijn op de gehele gesocialiseerde sector. Vanaf 1978 zijn ook deeltijders meegenomen. De ongelijkheid blijkt tot het midden van de jaren zestig vrij stabiel. Daarna is er sprake van een toename van de ongelijkheid, hetgeen gedeeltelijk te niet gedaan werd in de jaren zeventig. Vanaf 1980 is wederom een trend naar vergroting van de loonverschillen zichtbaar. Wat hier de oorzaak van is, is niet duidelijk. Voor meer informatie zij verwezen naar Flakierski (1986).

Tot zover de verdeling van de *lonen*. We gaan nu over naar de verdeling van het *huishoudinkomen*. Voor westerse landen geldt in het algemeen dat de verdeling van het huishoudensinkomen ongelijker is dan die van het looninkomen. Dit vanwege de scheve verdeling van het inkomen van zelfstandigen, de scheve verdeling van het kapitaalinkomen, de aanwezigheid van personen met enkel een sociale-zekerheidsuitkering en de uitbreiding tot huishoudens. Voor de Oost-Europese landen is dit minder evident. De betekenis van het kapitaalinkomen is aldaar zeer beperkt. Zo bedroeg dat in 1983 in Oost-Duitsland slechts 4 procent van de bruto lonen tegen 13 procent in West-Duitsland (Atkinson en Micklewright, 1992, blz. 107). De relatieve omvang van de sociale zekerheidsuitgaven is redelijk vergelijkbaar, doch in Oost-Europa zijn die veel meer verbonden aan de (vroegere) werkplek, terwijl algemene voorzieningen veel minder voorkomen.

Figuur 2 geeft de decielratio van het per capita huishoudensinkomen voor de vier voornoemde Oost-Europese landen. Er is waarschijnlijke sprake van enige onderschatting van de inkomensongelijkheid. Zo zijn in de Sovjet Unie huishoudens van gepensioneerden ondervertegenwoordigd. Hetzelfde geldt voor werknemers met kortlopende banen. In Polen is de private niet-landbouwsector buiten beschouwing gebleven. Voor de rest zijn de data goed vergelijkbaar met westerse data, zij het dat het buiten beschouwing laten van bijvoorbeeld agrarische producten voor eigen gebruik (zoals in Tsjecho-Slowakije het geval is) een groter effect op de inkomensverdeling heeft dan in West-Europa. Dit leidt in

tegenstelling tot de voorafgaande factoren tot een overschatting van de inkomensongelijkheid in Oost-Europa.

Figuur 2: Decielratio's voor het per capita huishoudensinkomen voor Hongarije, Polen, Tsjecho-Slowakije (Tsjechië) en de Sovjet Unie (Rusland)



Voor wat betreft de Sovjet Unie moeten we in het oog houden dat empirisch onderzoek laat zien dat de ongelijkheid samenhangt met de bevolkingsomvang, zie Pryor (1973)⁴. Dit concentreert zich met name in de hogere decielen. Pryor vindt geen effect van bevolkingsomvang op P_{10} , doch voor P_{90} geldt dat in vergelijking met een land met een andere bevolkingsomvang, het niveau een factor groter is, overeenkomend met de relatieve bevolkingsomvang van die twee landen tot de macht 0.042. Als we aldus de Sovjet Unie met Hongarije vergelijken met 290 respectievelijk 10 miljoen inwoners), is P_{90} in de Sovjet Unie een factor 1.15 (zijnde $(290/10)^{0.042}$) groter.

⁴ Waarschijnlijk is niet zozeer de bevolkingsomvang, maar het bewoonde oppervlak van belang. Dat leidt immers tot grotere regionale diversiteit, en daarmee tot grotere ongelijkheid.

De aparte plaats die Tsjecho-Slowakije inneemt is ook in Figuur 2 duidelijk te zien. Terwijl de andere Oost-Europese landen (evenals de West-Europese landen) een verkleining van de inkomensongelijkheid laten zien tot het midden van de jaren zeventig en daarna een vergroting, zien we in Tsjecho-Slowakije een voortgezette verkleining van de ongelijkheid. Dit in tegenstelling tot de ongelijkheid in de looninkomens, die een stabiel beeld te zien gaf in Figuur 1. De ongelijkheid neemt in het bijzonder tussen 1958 en 1965 zeer sterk af. Deze ontwikkeling hangt zeer waarschijnlijk samen met de toenemende betekenis van sociale uitkeringen.

Hongarije volgt het meer 'gebruikelijke' U-vormige patroon. Maar hier valt de bijzonder grote toename van de ongelijkheid tussen 1982 en 1987 op. Er is ook een geringere toename van de ongelijkheid tussen 1967 en 1972. Dit hangt samen met de introductie van het Nieuw Economisch Mechanisme in 1968; zie Flakierski (1986). De toename na 1982 wordt vooral veroorzaakt door veranderingen in de hoogste decielen. De laagste decielen volgen qua inkomen min of meer de inflatie. Een deel van de vergroting van de inkomensverschillen is te wijten aan een toename van de betekenis van de informele economie (in het bijzonder het cultiveren van landbouwpercelen door hoofdarbeiders).

Voor Polen hebben we twee datareeksen. De eerste die tot en met 1983 loopt, heeft enkel betrekking op huishoudens van werknemers, terwijl de tweede reeks (die vanaf 1983 loopt) alle huishoudens omvat. De inkomensongelijkheid laat een geringe toename zien in de jaren zeventig. Het programma van Solidariteit (loonafhankelijke prijscompensatie middels een gelijk bedrag voor een ieder, de introductie van een sociaal minimum en een verhoging van de sociale uitkeringen) resulteerde in een sterke vermindering van de ongelijkheid in de periode 1980-1982. In 1983 lijkt de ongelijkheid weer op het oude niveau te zitten, doch dit wordt waarschijnlijk mede veroorzaakt door de voornoemde verandering in de opzet van de survey. Vanaf 1983 neemt de decielratio geleidelijk aan toe, met een onderbreking in 1988. Dit is het gevolg van een tijdelijk toegestane vrijheid om te onderhandelen over de lonen, afgedwongen onder druk van de vakbonden die nivellering hoog in het vaandel hadden staan.

Voor de Sovjet Unie zijn aanzienlijk minder data beschikbaar. Voor 1967 beschikken we over de decielratio voor de niet-agrarische bevolking (zie McAuley, 1979) en voor 1973 over de decielratio voor de stedelijke bevolking in het Europese deel van de Sovjet Unie (zie Atkinson en Micklewright, 1992, blz. 130-131, die deze ontleen aan Ofer en Vinokur, 1980). Verder zijn er voor 1980 en 1989 gegevens beschikbaar uit de Huishoudensbudgetsurveys. Er kunnen dus moeilijk algemene conclusies getrokken worden. Maar de ongelijkheid is in de jaren tachtig zonder twijfel toegenomen. Er zijn echter ook tenden-

sen zichtbaar die wijzen op een nivellering, zoals een aanzet tot indexatie van pensioenen, verhoging van de invaliditeitsuitkeringen en uitbreidingen van het stelsel van kinderbijslag. Deze vloeien voort uit het Twaalfde Vijfjaren Plan uit 1986. Ook is reeds gewezen op het effect van de bevolkingsomvang. Vandaar dat we ook enige informatie geven over decielratio in diverse Sovjet-republieken; zie Tabel 1. Ook zijn een aantal andere Oost-Europese landen ter vergelijking opgenomen. De tabel laat duidelijk het voornoemde effect zien. In verschillende Sovjet-republieken is de inkomensongelijkheid kleiner dan in bijvoorbeeld Polen. Ook in deze rangschikking is Tsjecho-Slowakije de meest egalitaire staat. Het wordt op enige afstand gevolgd door de Oekraïne, Wit-Rusland en Hongarije. Vervolgens komen Moldavië en Armenië. Afhankelijk van de gehanteerde ongelijkheidsmaat wisselen Polen enerzijds en Letland, Litouwen en de Russische Federatie anderzijds van volgorde. Al deze landen/republieken kennen een kleinere inkomensongelijkheid dan de Sovjet Unie in haar totaliteit. Van de hier opgenomen republieken hebben alleen Kazakstan en Georgië een ongelijkere inkomensverdeling.

Voor de overige Oost-Europese landen is eigenlijk nauwelijks informatie voor handen. Om enige vergelijkingen te kunnen maken moeten we terugvallen op Morrisson (1984). Hieruit blijkt dat in de jaren zeventig de inkomensongelijkheid in Roemenië, Bulgarije en Oost-Duitsland vergelijkbaar was met die in Hongarije. De inkomensongelijkheid in Joegoslavië kwam meer overeen met die in de Sovjet Unie. Dit laatste wordt ook bevestigd door de hoge inkomensongelijkheid in Slovenië in de jaren tachtig; zie Stanovnik en Stropnik (1996). Ook Albanië behoorde tot de landen met de kleinste inkomensongelijkheid (Večerník, 1996, blz. 47)

Als we tenslotte de inkomensongelijkheid in Oost-Europa vergelijken met die in West-Europa, is wellicht het meest opvallend dat de drie voornoemde Centraal-Europese landen slechts in beperkte mate afwijken. Om Morrisson (1984, blz. 126-127) te citeren: "... Czechoslovakia excepted, East European countries have *not* a more egalitarian income distribution ... all the other East European countries belong in the same range of income distribution as the most advanced of the Western countries". De nuanceringen die in paragraaf 3 aan de orde zijn gekomen, ondermijnen deze conclusie niet of nauwelijks.

Tabel 1: Inkomensongelijkheid in een aantal Sovjet-republieken en Oost-Europese staten in 1989 (AM92) en 1987-8 (M96)

Land/Republiek	Gini-coeff. (%)	Gini-coeff. (%)	Decielratio
	AM92	M96	AM92
Tsjecho-Slowakije ('88)	20.1	20	2.44
Oekraïne	23.5	23	2.76
Wit Rusland	23.8	23	2.73
Hongarije ('87)	24.4	21	2.81
Roemenië		23	
Bulgarije		23	
Slovenië		24	
Moldavië	25.8	24	3.08
Armenië	25.9		3.14
Polen	26.8	25	3.31
Estland		23	
Letland	27.4	23	3.08
Litouwen	27.8	23	3.11
Russische Federatie	27.8	24	3.16
Soviet Unie	28.9		3.53
Kazakstan	28.9	26	3.46
Georgië	29.2		3.53

Bron: AM92 = Atkinson en and Micklewright (1992, Tabel 5.5), M96 = Milanovic (1996, Tabel 8.1).

4. De ontwikkelingen sinds 1989

Het hervormingsproces in Oost-Europa is gepaard gegaan met omvangrijke inkomensdalingen en verslechtingen in de werkgelegenheid. Het bruto bin-

nenlands product in de drie voornoemde Centraal-Europese staten daalde met 12 tot 25 procent en de werkgelegenheid met 10 tot 16 procent tussen 1989 en 1993. De reële lonen daalden in die periode met 19 procent in Tsjechië, 22 procent in Polen en meer dan 25 procent in Slowakije. Vooral 1991 was een problematisch jaar. Alleen Hongarije kende slechts een bescheiden reële loondaling tussen 1989 en 1993, namelijk een daling met 2 procent. Deze economische verslechtering is deels te wijten aan sociale onzekerheid en daarbij dienen we ons te realiseren dat "...the fundamental feature of the social reform ..., unprecedented in modern history, is the fact that it is taking place during an extremely rapid process of transformation concerning all sectors, and functions of society. The trends in the development of the countries concerned are unpredictable and all social and economic parameters of society are changing at a speed which prevents the establishment of a master plan with any realistic hope of implementation" (Rys, 1993: 173). Aangezien bijvoorbeeld in de hervorming privatisering samengaat met een uitbreiding van de ouderdomspensioenen, is het op voorhand niet duidelijk wat de verdelingsimplicaties zullen zijn. Bijgevolg zal er eerder sprake zijn van "... contradictory tendencies rather than consistent development towards greater and more functional inequality" (Večerník, 1991, blz. 249). Dit wordt uiteraard mede bepaald door de mate van socialisering van het productieproces en de omvang van het sociale zekerheidsstelsel. Deze verschillen aanmerkelijk tussen de diverse landen. Zo wordt Polen geconfronteerd met een zeer sterke daling van de inkomens en een "... steep fall in the level of satisfaction of many basic needs" (Ksiezopolski, 1993, blz. 192). Deze auteur benadrukt de dilemma's en uitdagingen op het terrein van sociaal beleid.

Het voorafgaande heeft betrekking op de beginperiode van de hervormingen. Op het ogenblik is de situatie in de hier genoemde landen aanzienlijk verbeterd. In 1994 kenden ze alle positieve groeicijfers. De variatie in de toename van het bruto binnenlands product lag tussen 2.0 procent (in Hongarije) en 5.0 procent (in Polen). Bijgevolg stegen ook de reële lonen. Ook de daling in de werkgelegenheid is ten einde gekomen en het lijkt er op dat er sprake is van een zekere stabilisatie. Helaas zijn inkomensgegevens voor de jaren na 1993 niet of nauwelijks beschikbaar. Zodoende hebben we onvoldoende data om een indicatie te geven welk effect het hervormingsproces op de inkomensverdeling na 1993 zal hebben. Aan de ander kant zijn er echter een aantal duidelijke trends zichtbaar; zie Boyle Torrey, Smeeding en Bailey (1996). Zij hebben inkomensgegevens afgeleid uit nationale huishoudsurveydata en na standaardisatie vergelijkbaar gemaakt met data voor diverse OECD landen. We hebben ook gebruik gemaakt van de data van het International Social Justice Programme 1991 (ISJP91), het International Social Survey Programme 1992 (ISSP92), en de Szelenyi/Treiman data set 1993/94 (SZ_TR93). De trends die

in Figuur 1 en 2 zichtbaar zijn, worden in Tabel 2 en Figuur 3 verder aangevuld.

Kijkend naar de Gini-coëfficiënt vinden we voor alle landen een toename van de inkomensongelijkheid, zowel voor het individueel (Figuur 1 en Tabel 2) als het per capita huishoudensinkomen (Figuur 3). De toename was het kleinst in Tsjecho-Slowakije, hetgeen in overeenstemming is met de bevindingen in paragraaf 3. De toename bedraagt in Tsjechië ongeveer 10 procent in de periode 1988-1992. In Slowakije was dit volgens Večerník (1995) 5 procent. Hongarije laat tussen 1989 en 1992 een toename zien van 16 procent (huishoudens) en 25 procent (individuen). Polen laat een ander beeld zien: een toename tussen 1987 en 1990 (30 procent voor huishoudens en 14 procent voor individuen), en daarna een verkleining van de inkomensongelijkheid, in het bijzonder voor huishoudens waarvoor geldt dat de ongelijkheid weer ongeveer terug is op het niveau van 1987⁵.

De Atkinson-maat⁶ geeft aan dat de laagste inkomensgroepen er niet meer dan gemiddeld op achteruit gaan. De hervorming blijkt vooral het aantal individuen in de middelste inkomensgroepen te verminderen. In Tsjechië is er sprake van opwaartse mobiliteit, terwijl er in Polen en Hongarije veeleer sprake is van polarisatie. In alle gevallen neemt het aantal personen beneden de armoedegrens slechts in beperkte mate toe.

Ook de vroegere Duitse Democratische Republiek (DDR) laat na de eenwording in 1990 met de Bondsrepubliek een toename van de inkomensongelijkheid zien. Uit Schwarze (1996) en Hauser, Frick, Mueller en Wagner (1994) blijkt dat de inkomensongelijkheid in de vroegere DDR toenam tussen 1990 en 1991, stabiliseerde in 1992 en weer steeg tussen 1992 en 1993. In 1993 was de inkomensongelijkheid in termen van de Gini-coëfficiënt iets meer dan 16 procent hoger in vergelijking met de periode vlak voor de eenwording.

⁵ Ook Slovenië laat een stijging van de inkomensongelijkheid zien. Volgens Stanovnik en Stropnik (1996: Tabel 5) neemt de decielratio voor het huishoudinkomen toe van 3.96 in 1988 tot 4.79 in 1993. De Gini-coëfficiënt steeg van .253 naar .291. Deze cijfers zijn niet helemaal vergelijkbaar met die van voornoemde landen.

⁶ De Atkinson-maat biedt de mogelijkheid maatschappelijke voorkeuren in de beoordeling mee te nemen. De parameter e geeft het gewicht dat de maatschappij hecht aan ongelijkheid in de inkomensverdeling. De parameter e loopt van 0 (hetgeen betekent dat de bevolking indifferent is ten opzichte van de inkomensverdeling) tot oneindig (wanneer de bevolking enkel oog heeft voor de positie van de laagste inkomensgroep).

Tabel 2: Inkomensongelijkheidmaatstaven voor huishoudens (niet aangepast inkomen) en voor individuen (aangepast inkomen) voor enige Oosteuropese landen voor en na de hervorming in 1989

Land	Jaar	Gini coeff.		Atkinsonmaat			
		Hh.	Ind.	Hh.		Ind.	
				e=1	e=2	e=1	e=2
Tsjecho-Slowakije	1980	0,278	0,168	0,145	0,314	0,048	0,102
	1988	0,290	0,158	0,134	0,284	0,041	0,086
Tsjechië	1988	0,291	0,192	0,150	0,310	0,061	0,131
	1992	0,320	0,210	0,161	0,312	0,078	0,140
Slowakije	1992	0,283	0,173	0,132	0,262	0,054	0,103
Hongarije	1989	0,312	0,237	na	na	na	na
	1992	0,361	0,295	na	na	na	na
Polen	1987	0,294	0,217	0,144	0,290	0,074	0,145
	1990	0,325	0,248	0,170	0,327	0,101	0,186
	1992	0,299	0,243	0,147	0,284	0,095	0,177

Hh=huishoudensinkomen, Ind=individueel inkomen.

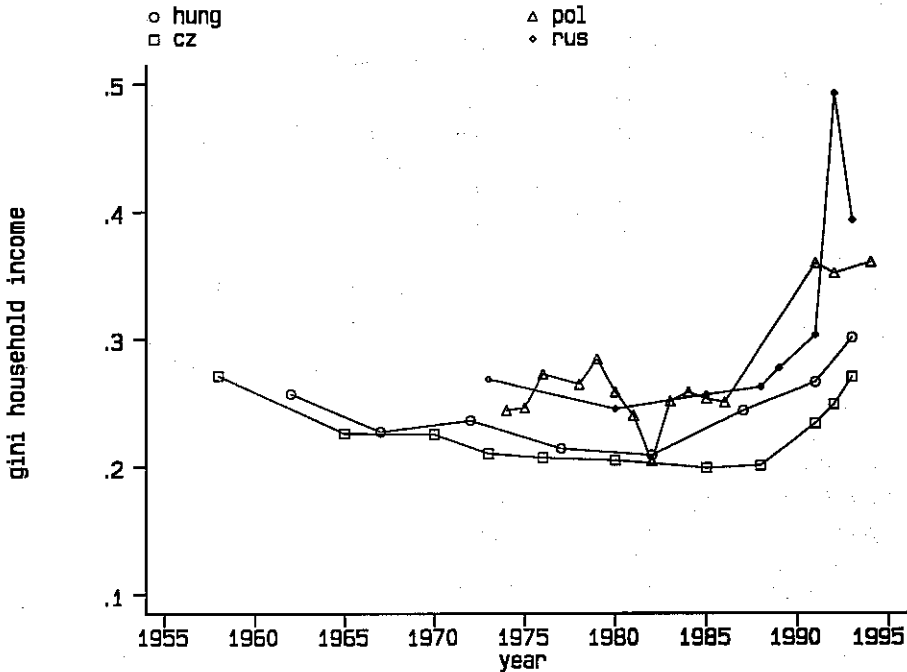
Bron: Boyle Torrey, Smeeding en Bailey (1996, Tabel 6)

Ten aanzien van Polen geldt dat het hervormingsproces feitelijk met de opkomst van Solidariteit al rond 1980 startte. In dat opzicht kan Polen als een voorloper beschouwd worden. De ontwikkelingen aldaar kunnen een indicatie zijn voor de wijze waarop het hervormingsproces zal verlopen. In eerste instantie wordt het hervormingsproces gekenmerkt door grotere inkomensongelijkheid, aangezien de prioriteiten bij economische factoren - zoals prijsstabilisatie en groeipotentieel - liggen. Wanneer de beoogde doelen binnen handbereik zijn, vindt vervolgens een herstructurering van de sociale relaties plaats. Aangezien de nadruk hierbij ligt op armoedebeleid, resulteert dit in een geringere inkomensongelijkheid. Dit wordt bevorderd door de inmiddels opgetreden dichotomie in de inkomensverdeling. Vanuit deze optiek blijven de ontwikkelingen in Tsjechië en Slowakije opvallend.

In Rusland zijn de ontwikkelingen op het terrein van de inkomensongelijkheid in 1992 dramatisch te noemen; zie Tabel 3. Dit wordt bevestigd door de resul-

taten van Doyle (1996). Tussen januari en december 1992 stijgen de decielratio en de Gini-coëfficiënt beide met bijna 50 procent! In 1993 lijkt er een stabilisatie plaats gevonden te hebben. In Polen daalt de ongelijkheid van het huishoudinkomen. Dit gaat echter niet op voor Hongarije en Tsjechië, alwaar de ongelijkheid nog steeds (iets) toeneemt. In alle landen blijft de ongelijkheid in het individuele inkomen toenemen.

Figuur 3: Gini-coëfficiënten gebaseerd op per capita huishoudinkomen 1958-1993 voor Hongarije, Polen, Tsjecho-Slowakije (Tsjechië) en Rusland



Tabel 3 geeft de inkomensongelijkheid in diverse Oost- en West-Europese landen plus de Verenigde Staten en Australië. Hieruit blijkt dat - met uitzondering van Slowakije en Wit-Rusland - de inkomensongelijkheid in Oost-Europa niet langer als gering betiteld mag worden in vergelijking met die in West-Europa. Opvallend is de grote inkomensongelijkheid in de Baltische staten⁷.

⁷ In 1994 zien we ook een grote stijging van de inkomensongelijkheid in Letland; zie Cornelius en Weder (1996).

Tabel 3: Gini-coëfficiënten voor de OECD en enige Oosteuropese landen

Land	Smeeding/Gottschalk Jaar	waarde	ISJP 1991	ISSP 1992	SZ_TR 1993	WB 1993
<i>Tsjechië</i>	1992	0,189	0,213		0,257	0,27
<i>Slowakije</i>	1992	0,207				0,20
<i>Wit-Rusland</i>						0,22
Finland	1991	0,223				
Zweden	1992	0,229				
België	1992	0,230				
Noorwegen	1991	0,233				
Denemarken	1992	0,239				
West-Duitsland	1984	0,249	0,285	0,254		
Oost-Duitsland			0,263	0,217		
Italië	1991	0,255				
Nederland	1991	0,268				
Canada	1991	0,285				
<i>Hongarije</i>	1991	0,289	0,260		0,305	0,23
<i>Letland</i>						0,27
<i>Slovenië</i>						0,28
<i>Polen</i>	1992	0,290	0,321	0,316	0,322	0,30
<i>Roemenië</i>						0,29
<i>Oekraïne</i>						0,33
Frankrijk	1984	0,294				
Verenigd Koninkrijk	1986	0,303				0,37
Spanje	1990	0,306				
Australië	1989	0,308				
Zwitserland	1982	0,311				
Ierland	1987	0,328				
<i>Bulgarije</i>						0,34
Verenigde Staten	1991	0,343				
<i>Litauwen</i>						0,36
<i>Rusland</i>	1992	0,383	0,295	0,406	0,382	0,36
<i>Moldavië</i>						0,36
<i>Estland</i>						0,39

De Gini-coëfficiënt betreft het gestandaardiseerd beschikbaar huishoudensinkomen (EI) met $EI = DPI/S^E$, waarbij DPI het beschikbaar inkomen en S de huishoudensomvang is, en $E=0.5$. De inkomens onder 1 procent van het gemiddelde beschikbare inkomen en die hoger dan 10 maal het mediane beschikbare inkomen zijn buiten beschouwing gelaten.

Bronnen: Smeeding en Gottschalk (1995, Tabel 1); ISJP: Alwin et al. (1991); ISSP: Zentralarchiv (1992); Szelenyi en Treiman (1994). WB93; Milanovic (1996).

De inkomensongelijkheid nam in het merendeel van de Oost-Europese landen tussen 1987 en 1993 toe. Milanovic (1996) komt op basis van de Gini-coëfficiënt tot de volgende stijgingen: 2 procentpunten (= .02) in Hongarije, 4 procentpunten in Slovenië en Letland, 5 procentpunten in Polen, 6 procentpunten in Roemenië, 8 procentpunten in Tsjechië, 10 procentpunten in Oekraïne, 11 procentpunten in Bulgarije, 12 procentpunten in Rusland en Moldavië, 13 procentpunten in Litouwen en 16 procentpunten in Estland. Enkel in Wit-Rusland zien we een afname van de inkomensongelijkheid, terwijl deze in Slowakije niet veranderd is in de beschouwde periode. Op zich lijken dit in het algemeen vrij forse stijgingen in een periode van 5 tot 6 jaar. Anderzijds nam de inkomensongelijkheid in Groot-Britannië onder Thatcher met 10 procentpunten toe in een periode van 10 jaar. Hiermee vergeleken valt de stijging met gemiddeld 5 procentpunten in Oost-Europa, 8 voor de Slavische landen en Moldavië en 11 punten voor de Baltische staten mee, zij het dat het beginniveau in de Oost-Europese landen in het algemeen lager lag. Al met al is het algemene beeld dat met het transformatieproces de inkomensongelijkheid toegenomen is. Bijgevolg kan de inkomensongelijkheid in deze landen niet meer als beperkt betiteld worden. Veeleer nemen ze een plaats in tussen de landen die de middengroepen vormen qua inkomensongelijkheid in West-Europa en een aantal behoort zelfs tot de categorie met de hoogste inkomensongelijkheid. In de volgende paragraaf proberen we nader licht te werpen op de redenen van deze ontwikkelingen in inkomensongelijkheid.

5. Determinanten van inkomen

Zoals gezegd is de transitie in Oost-Europa gepaard gegaan met een toename van de inkomensongelijkheid. Večerník (1991 en 1995) ziet als bepalende factoren voor deze laatste ontwikkeling onder meer (1) de afnemende invloed van de demografische factoren geslacht en leeftijd op de hoogte van het inkomen, (2) een groter effect van 'economische' variabelen als opleiding en beroepskenmerken, (3) een afnemend loonsurplus voor geschoolde handarbeid in vergelijking met routinematige hoofdarbeid, die voortspoot uit de ideologische voorkeur voor de secundaire sector boven de tertiaire sector, en tenslotte (4) de introductie van het private ondernemerschap. Voor Tsjecho-Slowakije toonde Večerník (1995) de validiteit van deze hypothesen aan voor de periode 1970-1988. Hier repliceren we diens analyse op basis van meer recente data, inclusief de periode na transitie, niet alleen voor Tsjecho-Slowakije, maar ook voor Hongarije en voor een beperkter aantal jaren, Polen en Rusland; zie de tabellen 4-7. Hierin is het individueel looninkomen geregresseerd op de demografische variabelen leeftijd en geslacht, de 'economische' variabelen opleiding,

hand- versus hoofdarbeid, een indicatorvariabele voor routinematige hoofdarbeid, een voor geschoolde handarbeid, een voor al of niet leidinggevend en een voor al of niet zelfstandige zijn.

Tabel 4: Regressie-analyse voor het gestandaardiseerd individueel inkomen in Tsjecho-Slowakije (resp. Tsjechië), 1984-1993; voltijd werkenden

	CSK84	ISJP91	ISSP92	SZ TR93
Geslacht	1,01*	0,71*	0,55*	0,35*
Leeftijd 30-39	0,50*	0,16	0,14	0,06
Leeftijd 40-49	0,75*	0,23*	0,08	0,12
Leeftijd 50-59	0,67*	0,15	-0,10	-0,00
Leeftijd 60+	0,07	-0,01	0,08	0,60*
Opleiding secundair	0,14*	0,01	0,17	0,11*
Opleiding tertiair	0,45*	0,43*	0,77*	0,37*
Handarbeid	-0,24*	-0,04	-0,12	-0,08
Routinematige hoofdarbeid	-0,22*	-0,03	-0,15	-0,02
Geschoolde handarbeid	0,12*	0,08	0,10	0,08
Leidinggevend	---	0,34*	0,17*	0,29*
Zelfstandige	---	1,74*	0,72*	0,55*
R ²	0,39	0,38	0,22	0,14

CSK84 betreft de Social and Class Structure of Czechoslovakia Survey (1984).

Tabel 5: Regressie-analyse voor het gestandaardiseerd individueel inkomen in Hongarije, 1982-1993; actieve beroepsbevolking in 1982 en voltijds werkenden in overige jaren

	HUN82	ISSP87	ISJP91	ISSP92	SZ TR93
Geslacht	0,77*	0,68*	0,39*	0,35*	0,48*
Leeftijd 30-39	0,39*	0,26*	0,26*	0,11	0,28*
Leeftijd 40-49	0,58*	0,34*	0,36*	0,36*	0,32*
Leeftijd 50-59	0,60*	0,38*	0,43*	0,10	0,35*
Leeftijd 60+	0,47*	0,12	-0,31	0,31*	0,83*
Opleiding	0,26				
Opleiding secundair		0,17*	0,21*	0,19	0,30*
Opleiding tertiair		0,62*	0,92*	1,01*	0,80*
Handarbeid	-0,40*	-0,30*	0,22	-0,23*	-0,23*
Routinematige hoofdarbeid	-0,33*	-0,16*	0,32	-0,15	-0,15*
Geschoolde handarbeid	0,07*	0,19*	-0,02	0,02	-0,05
Leidinggevend	---	0,32*	0,52*	0,43*	0,03
Zelfstandige	---	0,06	1,39*	0,55*	0,02
R ²	0,43	0,27	0,32	0,31	0,21

HUN82 betreft de Stratification Model Study Hungary 1981-82 (TARKI, 1982) en ISSP87 het International Social Science Program: Social Inequality 1987 (ICPSR, 1990)

Tabel 6: Regressie-analyse voor het gestandaardiseerd individueel inkomen in Polen 1991-1993; voltijds werkenden

	ISJP91	ISSP92	SZ TR93
Geslacht	0,36*	0,37*	0,50*
Leeftijd 30-39	0,10	0,13	0,21*
Leeftijd 40-49	0,09	0,21*	0,27*
Leeftijd 50-59	0,13	0,23	0,30*
Leeftijd 60+	-0,19	-0,14	0,49*
Opleiding secundair	0,31*	0,43	0,27*
Opleiding tertiair	0,71*	0,50*	0,61*
Handarbeid	0,07	-0,33*	-0,18*
Routinematige hoofdarbeid	0,01	-0,19	-0,18*
Geschoolde handarbeid	-0,10	0,19	-0,04
Leidinggevend	0,41*	0,60*	0,17*
Zelfstandige	0,49*	0,61*	0,19*
R ²	0,19	0,25	0,18

Tabel 7: Regressie-analyse voor het gestandaardiseerd individueel inkomen in Rusland 1991-1993; voltijds werkenden

	ISJP91	ISSP92	SZ TR93
Geslacht	0,67*	0,39*	0,39*
Leeftijd 30-39	0,30*	0,22*	-0,00
Leeftijd 40-49	0,11	0,14	-0,01
Leeftijd 50-59	0,04	0,14	-0,13*
Leeftijd 60+	-0,23	-0,04	-0,11
Opleiding secundair	0,04	0,17	0,08
Opleiding tertiair	0,58*	0,43*	0,21*
Handarbeid	-0,76*	-0,07	-0,24*
Routinematige hoofdarbeid	-0,61*	-0,07	-0,14*
Geschoolde handarbeid	---	0,22*	0,13*
Leidinggevend	0,20	0,32*	0,19*
Zelfstandige	0,06	1,09*	1,27*
R ²	0,20	0,17	0,16

De inkomensvariabele is in alle datasets getransformeerd naar z-scores. De regressiecoëfficiënten kunnen zodoende geïnterpreteerd worden als het effect van elke verklarende variabele in termen van eenheden standaardafwijking van het inkomen. Aldus is vergelijking over de tijd en over de diverse landen mogelijk en zinvol. De ontwikkelingen in Tsjechië laten een duidelijk geringere invloed van de demografische variabelen zien. Hongarije laat na 1989 ook een kleiner effect zien ten aanzien van de demografische variabele 'Geslacht'. Echter, in 1993 is er weer sprake van een stijging. Die treffen we ook in Polen

aan, maar niet in Rusland. Ten aanzien van de variabele 'Leeftijd' valt er nauwelijks iets te zeggen voor deze landen, met uitzondering van Tsjechië. In Hongarije lijkt er, met uitzondering van de oudste categorie, sprake van een dalende invloed. Echter, het effect is nog steeds significant⁸. In Polen lijkt de leeftijdsvariabele daarentegen steeds belangrijker te worden. Helaas hebben we geen bruikbare dataset van voor de transitie tot onze beschikking om deze bevinding te toetsen. Rusland laat tenslotte nauwelijks een significant effect van de variabele 'Leeftijd' zien. Večerník (1991) speculeert er op dat degenen die eind jaren vijftig op de arbeidsmarkt instroomden, hun inkomenspositie beter hebben kunnen handhaven dan degenen die later ingetreden zijn. Voor Tsjechië is dit duidelijk niet het geval, maar voor Hongarije en Polen zou dit op kunnen gaan gezien de relatief hoge waarden van de variabele 'Leeftijd 60+'.

De factor 'Opleiding' lijkt steeds meer van belang te worden in Hongarije. Dat geldt waarschijnlijk ook voor Polen, echter de (hier niet opgenomen) schattingsresultaten voor de periode voor de transitie zijn niet geheel vergelijkbaar. In Tsjecho-Slowakije (respectievelijk Tsjechië) en in Rusland zien we dat 'Opleiding secundair' in het algemeen niet significant is, terwijl 'Opleiding tertiair' dat wel is, zij het dat van deze laatste variabele geen significant grotere invloed uitgaat na de transitie.

Met betrekking tot de beroepskenmerken vinden we in Hongarije over de gehele periode een negatief effect van de variabele 'Dummie handarbeid', hetgeen vergelijkbaar is met westerse landen. In Polen en in Rusland lijkt dat sinds de transitie ook het geval te zijn. Alleen Tsjechië laat een afwijkend beeld zien. De betekenis van routinematige hoofdarbeid in vergelijking met geschoolde handarbeid is consistent met de traditionele opvattingen in deze landen ten tijde van het communisme. Er is een comparatief loonvoordeel voor de geschoolde handarbeiders. Na de transitie lijkt dit verschil te verdwijnen. Alleen Rusland laat in 1993 nog een voordeel voor geschoolde handarbeiders zien.

Ten aanzien van de rol van de factor leiding geven valt weinig te zeggen, aangezien deze variabele voor 1989 alleen voor Hongarije eenmaal beschikbaar was (ISSP87). In Tsjechië en Polen is deze variabele wel significant na de transitie, in Hongarije ook, maar niet in 1993, terwijl Rusland een significante invloed laat zien in 1992 en 1993. Al of niet zelfstandig ondernemer zijn, is van zeer grote invloed onmiddellijk na de transitie, met uitzondering van Rusland waar het effect pas later zichtbaar wordt. Of hier sprake is van een blijvende invloed is de vraag, gegeven de ontwikkelingen in Tsjechië, Hongarije en Polen.

⁸ De significantie (op 0.05 niveau) is aangegeven middels een asterisk (*) in de tabellen 4-7.

Het bovenstaande overziend, vinden we een verdergaande egalitaire trend in Tsjecho-Slowakije (Tsjechië), een trend tot convergentie richting de Westerse geïndustrialiseerde economieën in Hongarije en Polen, terwijl het beeld voor Rusland hier tamelijk sterk van afwijkt. In dat laatste land is recentelijk vooral de rol van het privaat ondernemerschap van groot belang. Demografische factoren hebben in Tsjechië een beduidend geringere invloed na de transitie. Hongarije en Polen gaan steeds meer op West-Europa lijken wat betreft dit aspect. De invloed van deze factor is voor deze landen vergelijkbaar met die in de Verenigde Staten, Groot-Brittannië en Zweden.⁹ Opleiding - en met name tertiaire opleiding - wordt meer en meer van belang in deze drie landen. Zelfstandig ondernemerschap lijkt tijdelijk tot hogere inkomens te leiden, terwijl beroepskenmerken steeds minder de traditionele opvatting van voor de transitie lijken te volgen. De verklaarde variantie daalt gedurende de geanalyseerde periode in alle vier landen. Dit is een indicatie dat andere dan de traditionele factoren aan belang winnen.

6. Evaluatie en conclusies

De ontwikkelingen in Tsjecho-Slowakije, Hongarije, Polen en Rusland blijken tot 1989 het resultaat van een min of meer stabiel proces. De transitie naar een markteconomie leidt echter tot een onmiddellijke en dramatische toename van de inkomensongelijkheid in die landen. Dat geldt deels ook voor de determinanten van die inkomensongelijkheid. Aan de andere kant lijkt het erop dat op langere termijn de inkomensongelijkheid weer terugkeert naar vroegere waarden, zij het dat het onwaarschijnlijk is dat deze terugkeer volledig zal zijn. Zoals verwacht mocht worden zullen Tsjechië en Slowakije het meest egalitair blijven. Hongarije en Polen lijken te convergeren richting westerse waarden, een trend die reeds in de tachtiger jaren aanwezig was.

Een verklaring voor de grote toename van de inkomensongelijkheid in Polen en Hongarije in de periode 1990-1992 en de sterke daling daarna wordt deels verklaard door een toename in het beloningsverschil tussen mannen en vrouwen en de invloed van het privaat ondernemerschap. In Rusland is een en ander eerst later in gang gezet. Aldus vinden we een bevestiging van Večerník (1995). Het demografisch model boet aan verklarende waarde in, en andere factoren zoals opleiding en beroepskenmerken worden belangrijker.

Concluderend vinden we dat de introductie van een markteconomie geleid heeft tot een significante toename van de inkomensongelijkheid, waarbij niet demo-

⁹ De betreffende tabellen zijn bij de auteurs op aanvraag verkrijgbaar.

grafische factoren, maar economische kenmerken en baankenmerken steeds meer de hoogte van de inkomens en daarmee de inkomensongelijkheid verklaren. De plaats van politieke privileges wordt nu ingenomen door economisch eigendom, zij het dat met uitzondering van Rusland de betekenis van privaat ondernemerschap ter verklaring van de inkomensongelijkheid lijkt af te nemen dan wel te verdwijnen. Al met al heeft dit proces tot een inkomensverdeling in Oost-Europa geleid, die steeds meer op die in West-Europa lijkt.

Literatuur

- Alexeev, M.V. en Gaddy, C.G., 1991, *Trends in wage and income distribution under Gorbachev: Analysis of new Soviet data*, Berkeley-Duke Occasional Papers on the Second Economy in the USSR, No. 25. Duke University, Durham NC
- Alwin, D.F., D.M. Klingel en M. Dielman, 1991, *International Social Justice Project. Documentation and Codebook*, University of Michigan, Ann Arbor, MI
- Atkinson, A.B. en Micklewright, J., 1991, *Economic transformation in Eastern Europe and the distribution of income*, EUI Working Paper Series No. 91/33, European University Institute, Florence
- Atkinson, A.B. en Micklewright, J., 1992, *Economic transformation in Eastern Europe and the distribution of income*, Cambridge University Press, Cambridge
- Boyle Torrey, B., Smeeding, T.M. en Bailey, D., 1996, *Rowing between Scylla and Charybdis: Income transitions in Central European households*, LIS Working Paper Series No. 132, Luxembourg
- Brada, J.C., 1991, 'The economic transition of Czechoslovakia from plan to market', *Journal of Economic Perspectives*, 5, blz. 171-177
- Bruinooge, G., Éltető, Ö., Fajth, G en Grubben, G., 1990, 'Income distributions in an international perspective - the case of Hungary and the Netherlands', *Statistical Journal of the United Nations*, 7, blz. 39-53
- Chapman, J.G., 1983, 'Earnings distribution in the USSR, 1968-1976', *Soviet Studies*, 35, blz. 410-413
- Chapman, J.G., 1991, 'Recent and prospective trends in Soviet wage distribution', in: G. Standing (Ed.), *In search of flexibility: The new Soviet labour market*, ILO, Geneve
- Cornelius, P.K. en Weder, B.S., 1996, 'Economic transformation and income distribution: Some evidence from the Baltic countries', *IMF Staff Papers*, 43, blz. 587-604,

- Doyle, C., 1996, 'The distributional consequences during the early stages of Russia's transition', *Review of Income and Wealth*, 42, blz. 493-505
- Éltető, Ö. en Vita, L., 1989, *A micro-simulation experiment for the estimation of the possible effect of incomes from the underground economy on the income distribution: Methods and results*, Paper presented at International Statistical Institute, Paris.
- Flakierski, H., 1986, *Economic reform and income distribution*, M.E. Sharpe, Armonk
- Flakierski, H., 1991, 'Social policies in the 1980s in Poland: A discussion of new approaches,' in: J. Adam (Ed.), *Economic reforms and welfare systems in the USSR, Poland and Hungary*, Macmillan, Londen
- Hauser, R., Frick, J., Mueller K. en Wagner, G.G., 1994, 'Inequality in income: A comparison of East and West Germans before reunification and during transition,' *Journal of European Social Policy*, 4, blz. 277-295.
- Kluegel, J.R., Mason, D.S. en Wegener, B. (eds), 1995, *Social justice and political change*, Walter de Gruyter Inc, New York
- Ksiezopolski, M., 1993, 'Social policy in Poland in the period of political and economic transformation: Challenges and dilemmas', *Journal of European Social Policy*, 3, blz. 177-194
- McAuley, A.N.D., 1979, *Economic welfare in the Soviet Union*. University of Wisconsin Press, Madison
- Milanovic, B., 1996, 'Poverty and inequality in transition economies', in: B. Kaminski (Ed.), *Economic Transition in Russia and the New States of Eurasia*, M.E. Sharpe, New York, blz. 171-205
- Morrisson, C., 1984, 'Income distribution in East European and Western countries', *Journal of Comparative Economics*, 8, blz. 121-138
- Ofer, G. en Vinekur, A., 1980, *The distribution of income of the urban population in the Soviet Union*. Unpublished manuscript, cited in Atkinson and Micklewright, 1992,.
- Ott, N. en Wagner, G.G. (eds.), 1997, *Income inequality and poverty in Eastern and Western Europe*, Physica Verlag, Heidelberg
- Pryor, F.L., 1973, *Property and industrial organization in communist and capitalist nations*, Indiana University Press, Bloomington
- Rys, V., 1993, 'Social security reform in Central Europe: Issues and strategies', *Journal of European Social Policy*, 3, blz. 163-175
- Schwarze, J., 1996, 'How income inequality changed in Germany following reunification: An empirical analysis using decomposable inequality measures', *Review of Income and Wealth*, 42, blz. 1-11
- Smeeding, T.M. en Gottschalk, P., 1995, *The international evidence on income distribution in modern economies: where do we stand?*, LIS Working Paper Series No. 137, Luxembourg.

- Stanovnik, T. en N. Stropnik, 1996, *Income distribution and poverty among Slovenian households*. Paper ESPE Conference, Uppsala, June 13-15
- Szelenyi, I. en D.J. Treiman, 1994, *Social Stratification in Eastern Europe afeter 1989: General Population Survey. Provisional Codebook*
- Teichova, A., 1988, *The Czechoslovak Economy 1918-1980*, Routledge, London
- Večerník, J., 1991, 'Earnings distribution in Czechoslovakia: Intertemporal changes and international comparison', *European Sociological Review*, 7, blz. 237-252
- Večerník, J., 1995, *Incomes in East-Central Europe: Distributions, patterns and perceptions*, LIS Working Paper Series No. 129, Luxembourg
- Večerník, J., 1996, *Markets and People: The Czech Reform Experience in a Comparative Perspective*. Aldershot, Avebury
- Zentralarchiv, 1992, *International Social Survey Programme: Social Inequality II*