



STUDIECENTRUM VOOR ECONOMISCH EN SOCIAAL ONDERZOEK

SUBURBANISATIE, TRANSPORTMOGELIJKHEDEN
EN INKOMENSEVOLUTIE

Bruno DE BORGER
Rapport 7877
november 1978

*Bijzondere dank is verschuldigd aan G. BLAUWENS en
W. NONNEMAN voor hun waardevolle adviezen en commentaren.*

*Dese studie kwam tot stand dankzij de steun van het
F.K.F.O. (project nr. 2.0005.78).*

Universitaire Faculteiten St.-Ignatius
Prinsstraat 13 - 2000 Antwerpen
D/1978/1169/10

I N H O U D

	Blz.
I. INLEIDING	1
II. DE BEVOLKINGSEVOLUTIE VAN STEDELIJKE AGGLOMERATIES	2
1. De bevolkingsevolutie in historisch perspectief	2
2. Het Muth-Millsmodel: oorzaken van de ontvolking	6
A. Het model	6
B. Resultaten en implicaties	10
III. SURURBANISATIE IN BELGIE: EMPIRIE	15
1. De historische evolutie van densiteitsfuncties	15
A. Berekening van densiteitsfuncties	15
B. De data	16
C. Resultaten	18
2. Empirische verklaring van de vastgestelde evolutie	22
3. Implicaties voor de bevolking van steden	27
IV. DE ONTVOLKING VAN KERNSTEDEN: SYNTHESE	34
APPENDIX 1. OPLOSSING VAN HET MUTH-MILLSMODEL	38
APPENDIX 2. BEREKENING VAN DENSITEITSFUNCTIES	42
APPENDIX 3. BEREKENING VAN DE ELASTICITEITEN $\frac{dN}{dw} \frac{w}{N}$ en $\frac{dN}{dt} \frac{t}{N}$	46
BIBLIOGRAFIE	50

URBANISATIE, TRANSPORTMOGELIJKHEDEN EN INKOMENSEVOLUTIE

I. INLEIDING

Het onderwerp van deze werknota is een inleidende studie te maken van de samenhang tussen economische krachten en stedelijke ontwikkeling. De bedoeling is niet pasklare oplossingen voor te stellen voor de te volgen stedelijke politiek, maar wel een inzicht te verschaffen in de factoren die de stedelijke evolutie op lange termijn beïnvloeden. Een juiste kijk op de oorzaken van de voorbije en aan gang zijnde ontwikkeling is immers een essentiële voorwaarde om verantwoorde beleidsbeslissingen te kunnen doorvoeren.

In de eerste plaats wordt getracht een verklaring van een aantal waargenomen verschuivingen in de stedelijke structuur te geven aan de hand van een in de literatuur ontwikkeld algemeen evenwichtsmodel. Hierbij zal duidelijk worden welke economische fenomenen hun impact hebben gehad op de historische groei van onze steden en zal blijken in welke mate verstedelijking als een zuiver economisch proces dient beschouwd te worden.

Voorts wordt getracht empirische bevestiging van enkele resultaten van het model te verkrijgen: de historische evolutie van de suburbanisatie proberen we kwantitatief weer te geven en te verklaren door enkele relevante grootheden, die uit het theoretisch model kunnen worden afgeleid. Hieruit zal blijken dat het welvaartsniveau van de bevolking samen met de evolutie van de transportkosten belangrijke verschuivingen in het stedelijk patroon hebben teweeggebracht. Cijfers voor ons onderzoek hebben betrekking op de vier grote Belgische agglomeraties Brussel, Antwerpen, Luik en Gent.

Tot besluit van deze werknota worden de resultaten geëvalueerd en de implicatie van ons onderzoek voor de ontvolking van kernsteden wordt besproken.

II. DE BEVOLKINGSEVOLUTIE VAN STEDELIJKE AGGLOMERATIES

Ondanks de soms zeer specifieke eigen karakteristieken van steden, kunnen in bijna alle grote stedelijke agglomeraties een aantal gemeenschappelijke problemen worden teruggevonden. We denken hierbij aan congestie op de belangrijkste invalswegen, ontvolking en daarmee samenhangend verkrotting van de binnenstad, aantasting van het leefmilieu enz. Deze verschijnselen hebben een historische dimensie; ze zijn het gevolg van een stedelijk ontwikkelingsproces. In het vervolg van deze wernota zullen we ons beperken tot het bestuderen en verklaren van de historische verschuivingen in het localisatiepatroon van de bevolking, ten einde een inzicht in de oorzaken te verkrijgen. In een eerste paragraaf worden kort de voornaamste tendensen van de bevolkingsevolutie besproken. Vervolgens wordt een verklarend algemeen evenwichtsmodel voorgesteld en geïnterpreteerd.

1. De bevolkingsevolutie in historisch perspectief

Zowel het localisatiepatroon als de structuur van de bevolking zijn gedurende de voorbije eeuw onderhevig geweest aan ingrijpende wijzigingen. Onze Belgische steden worden, evenals de meeste grootsteden uit ontwikkelde landen, gekenmerkt door een absolute deconcentratie van de bevolking. Beschouwen we de cijfers (Tabel 1), dan stellen we vast dat de ontvolking reeds zeer lang geleden begon: in Brussel reeds omstreeks 1910, te Antwerpen en Luik rond 1920, te Gent nagenoeg een tiental jaren later. Bovendien constateren we dat het ontvolkingsverschijnsel zich niet beperkt tot de kernsteden zelf, ook hun agglomeraties werden reeds aangetast (Tabel 2). Inderdaad, groeiden in de jaren 1920-1960 de agglomeraties nog zeer sterk aan, dan merken we het laatste decennium een duidelijke kentering in deze evolutie. Het bevolkingscijfer is sedert een tiental jaren over haar maximum heen en is sindsdien gestadig gedaald (1).

(1) Dit maximum situeert zich in 1966 voor Gent en Luik; in 1967 voor Antwerpen en Brussel.

Tabel 1. Bevolkingsevolutie van de kernsteden 1900-1976

	Antwerpen(*)	Brussel	Gent	Luik
1900	272.831	218.623	160.133	157.760
1910	301.766	218.969	166.445	167.521
1920	302.058	203.058	167.042	163.298
1930	281.387	200.433	170.358	165.631
1947	260.742	184.838	166.096	156.208
1961	244.131	170.489	157.811	153.240
1966	234.188	169.253	157.048	153.134
1967	230.819	168.632	155.717	152.488
1968	227.666	166.920	153.301	150.127
1969	223.707	164.013	151.614	148.599
1970	217.666	161.080	148.860	145.573
1971	215.488	158.188	148.166	144.875
1972	212.411	155.567	146.227	144.365
1973	209.368	153.405	144.468	142.796
1974	205.375	152.704	144.130	141.402
1975	201.412	153.409	142.551	139.333
1976	199.078	152.850	139.812	135.347

(*) Antwerpen zonder districten (Berendrecht, Lillo, Zandvliet, Poldergebieden). Deze correctie was nodig voor latere berekeningen.

Bron: N.I.S., Volkstellingen

Statistisch Jaarboek

Statistisch Jaarboek van de Stad Antwerpen

Tabel 2. Bevolkingsevolutie der agglomeraties 1900-1976

	Antwerpen	Brussel	Gent	Luik
1900	405.951	626.075	203.251	354.705
1910	486.703	761.898	217.192	398.841
1920	511.726	806.451	217.333	394.482
1930	582.264	892.181	225.986	427.070
1947	597.171	955.929	227.682	425.400
1961	652.372	1.022.795	229.305	445.044
1966	670.914	1.074.586	232.736	450.387
1967	675.268	1.079.181	231.790	449.883
1968	673.259	1.077.035	229.687	446.990
1969	673.040	1.073.111	228.100	445.347
1970	671.368	1.075.136	225.405	440.910
1971	672.703	1.074.726	224.728	440.447
1972	671.872	1.069.005	223.145	438.825
1973	669.208	1.063.274	221.090	437.262
1974	665.980	1.054.970	220.259	435.822
1975	662.317	1.050.787	218.256	432.590
1976	658.953	1.042.052	215.302	426.759

Bron: N.I.S., Volkstellingen

Statistische Jaarboeken

Tot dezelfde conclusies komen we ook aan de hand van Tabel 3. Deze geeft de ^{gemiddelde} jaarlijkse procentuele groeivoet van de bevolking van kernstad en agglomeratie voor de vier onderzochte steden (1). We merken bovendien op dat de naoorlogse deconcentratie zichzelf heeft versterkt: de naoorlogse groeivoeten voor de kernsteden werden steeds negatiever terwijl die der agglomeraties van kleine positieve waarden omsloegen naar negatieve.

Tabel 3.

	ANTWERPEN		BRUSSEL		GENT		LUIK	
	Stad	Aggl.	Stad	Aggl.	Stad	Aggl.	Stad	Aggl.
1900-1929	+0,51	+1,13	-0,37	+1,13	+0,21	+0,34	+0,17	+0,54
1920-1947	-0,54	+0,57	-0,35	+0,63	-0,02	+0,17	-0,16	+0,28
1947-1961	-0,47	+0,63	-0,58	+0,48	-0,36	+0,05	-0,14	+0,32
1961-1970	-1,27	+0,32	-0,63	+0,56	-0,65	-0,19	-0,57	-0,10
1970-1976	-1,48	-0,31	-0,87	-0,52	-1,04	-0,76	-1,21	-0,54

De latere beginfase van de ontvolking van de agglomeratie t.o.v. de kernstad suggereert dat de deconcentratie later in de tijd komt naarmate men verder van het centrum wegbeweegt. Daarmee samenhangend werd in de literatuur reeds herhaaldelijk aangetoond dat de ontvolking zich sterker manifesteert naarmate het stadscentrum wordt benaderd (2).

De deconcentratie heeft verstrekkende financiële gevolgen indien we rekening houden met de inkomensklasse van de uitwijkelingen. Het is immers een algemeen gekend fenomeen (en ook zuiver economisch te verklaren, zoals verder zal blijken) dat vooral de midden- en hogere

(1) Deze groeivoet g werd gevonden uit $B_t = B_0 (1+g)^t$, waarbij
 B_t : bevolking in periode t , t =eindjaar
 B_0 : bevolking in beginperiode.

(2) Hieromtrent werd voor Antwerpen empirische bevestiging gevonden. In NONNEMAN e.a., Onderzoek naar de economische verantwoording van het aanleggen van een Noord-Zuidverbinding te Antwerpen, SESO, 1977, blz.44 werd volgende relatie tussen de gemiddelde jaarlijkse groeivoet (g) en de afstand tot het centrum, (D) gerapporteerd (periode 1961-1970): $g = -3,403 + 0,91 D$ $R^2 = 0,8544$
 (T=0,078) $n = 25$.

inkomensklassen de stad de rug toekeren. Deze verarming van de bevolking heeft een dubbele implicatie: enerzijds wordt de stedelijke taxatieopbrengst fel gereduceerd, terwijl anderzijds toch een groeiende behoefte ontstaat aan collectieve voorzieningen, zoals openbaar vervoer, zieken- en bejaardenzorg, enz. De combinatie van deze twee effecten brengt vele steden in ernstige financiële moeilijkheden.

De verschuivingen in het localisatiepatroon van de bevolking hebben bovendien een rechtstreekse impact op het vraagpatroon naar stedelijk vervoer. Werknemers nemen immers hun keuze i.v.m. hun woonplaats na afwegen van de huisvestingskosten tegen de pendelkosten. Het bestaan van deze trade-off brengt met zich dat de vervoervraag op de lange termijn mee wordt gedetermineerd door de localisatie van de bevolking.

In het volgende hoofdstuk worden de oorzaken van de bevolkings-evolutie opgespoord aan de hand van een economisch algemeen evenwichtsmodel. Hierbij zullen we een inzicht krijgen in de lange termijnrelatie tussen het bevolkingspatroon en vervoerkosten.

2. Het Mills-Muth model: oorzaken van de ontvolking

A. Het model

Mills en Muth hebben onafhankelijk van elkaar getracht de stedelijke structuur en haar evolutie te beschrijven aan de hand van een eenvoudig economisch model (1). Ondanks het feit dat een gesimplifieerde voorstelling van de stad wordt voorgehouden, biedt het model een rijk inzicht in de oorzaken van de stedelijke tendensen. Het ontvolkingsproces, gekenmerkt door het historisch afvlakken van densiteitsfuncties, kan o.m. door het model verklaard worden. We bespreken kort de meest eenvoudige versie van het model.

(1) MILLS, E.S., Studies in the structure of the urban economy, Washington, 1972; MUTH, R.F., Cities and housing: the spatial pattern of urban residential land use, Chicago, 1969.

Ten einde inzicht te verschaffen in het localisatiegedrag van het individu, vertrekt men van een aantal veronderstellingen. Deze assumpties zijn grote simplificaties van de realiteit. Dit heeft tot gevolg dat het model op diverse detailpunten niet beantwoordt aan de werkelijkheid. De voornaamste bedoeling is echter de grote krachten die de stedelijke ontwikkeling bepalen te capteren in een minimum aan relaties. De resultaten van het model dienen geïnterpreteerd te worden rekening houdend met de assumpties die er aan ten grondslag liggen.

Men neemt vooreerst aan dat de stad cirkelvormig is. De kern wordt gevormd door het centraal commercieel district (C.C.D.), waarin alle N arbeidskrachten van de stedelijke agglomeratie zijn tewerkgesteld. De straal van het CCD is een gegeven waarde u_0 . De N werknemers vestigen zich met hun gezinnen buiten het CCD. Ze worden verondersteld allen eenzelfde inkomen w te ontvangen voor geleverde arbeidsprestaties.

Aan de rand van de agglomeratie (1) heeft land een rente \bar{R} in alternatief gebruik, v.b. in de landbouw. De N werknemers zullen zich slechts zo ver van het centrum willen vestigen tot op het ogenblik dat ze niet meer dan \bar{R} voor het land wensen te betalen en het aan landbouwers overlaten. De straal u_1 van de agglomeratie is m.a.w. die waarde waarvoor

$$R(u_1) = \bar{R} \quad /1/$$

Hierbij is $R(u)$ de landrentefunctie: ze geeft de grondrente (grondprijzen) aan in functie van de afstand tot het centrum, u . De waarde u_1 is een resultaat van het model en dus afhankelijk van het samenspel tussen economische krachten.

(1) Met "agglomeratie" wordt hier niet de wettelijke agglomeratie bedoeld, maar wel wat men in het Engels omschrijft als "urban area".

Niet alle grond buiten de CCD staat ter beschikking voor woningbouw. Er wordt aangenomen dat bouwgrond beschikbaar is over de volledige cirkelomtrek behalve $(2\pi - \phi)$ radialen. Concreet betekent dit:

$$L(u) = \phi u \quad /2/$$

De functie $L(u)$ geeft aan hoeveel land voor woningbouw wordt ingezet op u km van het centrum.

De localisatie van de bevolking is uiteraard sterk afhankelijk van de vraag- en aanbodkrarakteristieken van de woningmarkt. De produktie van woningen wordt geacht door volgende Cobb-Douglasfunctie te kunnen worden weergegeven:

$$X_S(u) = AL(u)^\alpha K(u)^{1-\alpha} \quad /3/$$

Deze functie met constante schaalopbrengsten zegt niets anders dan dat de produktie van woningen afhankelijk is van de ingezette hoeveelheden land $L(u)$ en kapitaal $K(u)$. De constante A is een schaalfactor, afhankelijk van de eenheden waarin de functies zijn uitgedrukt. De parameter α bepaalt de substitutiemogelijkheden tussen land en kapitaal.

Verder wordt de hypothese gemaakt van perfecte competitie en evenwicht op de inputmarkten. Inputs zullen worden ingezet totdat de waarde van het marginaal produkt en de inputprijs gelijk zijn. Dit betekent voor de input land:

$$R(u) = \frac{\alpha p(u) X_S(u)}{L(u)} \quad /4/$$

en voor de input kapitaal:

$$r = \frac{(1-\alpha)p(u)X_S(u)}{K(u)} \quad /5/$$

waarbij $p(u)$ de prijs van woningen voorstelt in functie van u .

Een individu zal een woning laten bouwen in functie van zijn inkomen en van de prijs van de woning, m.a.w. de individuele vraag naar woningen kan geschreven worden als:

$$x_d(u) = B w^{\theta_1} p(u)^{\theta_2} \quad /6/$$

waarin: B : schaalfactor, afhankelijk van de gebruikte eenheden
 θ_1 : inkomenselasticiteit van de vraag
 θ_2 : prijselasticiteit van de vraag.

De globale vraag wordt

$$X_D(u) = x_d(u)N(u) \quad /7/$$

waarbij N(u) de bevolking voorstelt u km van het stadscentrum.
 Economisch evenwicht op de woningmarkt eist voorts:

$$X_D(u) = X_S(u) \quad /8/$$

De werknemers dienen ook in evenwicht te zijn m.b.t. hun huisvesting. Ze worden geacht rekening te houden met de trade-off die bestaat tussen huisvestingskosten en transportkosten (pendelkosten) (1). Indien we de transportkosten t constant veronderstellen per eenheid van afstand (km), kan de evenwichtsvoorwaarde geschreven worden als:

$$x_d(u)p'(u) + t = 0$$

met $p'(u)$: afgeleide van p(u) naar u

t : transportkost per 2 km (elke km dient 2x daags afgelegd).

Deze relatie verzekert ons dat niemand de neiging tot verhuizen zal voelen, aangezien de kostenwijziging m.b.t. huisvesting ten gevolge de verandering van woonplaats exact wordt gecompenseerd door de tegengestelde transportkostenwijziging.

(1) MEYER KAIN & WOHL, The urban transportation problem, Harvard University Press, Cambridge, Mass., blz.119-130.

Ten slotte moet gelden:

$$\int_{u_0}^{u_1} N(u) du = N \quad /10/$$

De ganse tewerkgestelde bevolking vestigt zich buiten de CCD maar binnen de agglomeratie.

De relaties /1/ tot en met /10/ vormen het model. Hieruit resulteren de acht onbekende functies $X_D(u)$, $X_S(u)$, $x_d(u)$, $L(u)$, $K(u)$, $R(u)$, $N(u)$, $p(u)$ en de onbekende stadsgrootte u_1 . Wie geïnteresseerd is in de oplossing van het model, verwijzen we naar appendix 1. Het lijkt ons echter van meer belang de voornaamste conclusies na te gaan.

B. Resultaten en implicaties

Enkele van de belangrijkste resulterende functies worden hier weergegeven. Voor de volledige resultaten, zie appendix 1. Ten einde de formules en de berekeningen nietodeloos te compliceren, werden de onbekende functies berekend voor een prijselasticiteit $\theta_2 = -1$ en een inkomenselasticiteit $\theta_1 = 1$.

De sleutel van het model is ongetwijfeld de grondrentefunctie $R(u)$. Onder de gestelde hypothesen heeft $R(u)$ een (negatief-) exponentieel verloop.

$$R(u) = \bar{R} e^{-\frac{t(u_1 - u)}{\alpha B w}}$$

De grondprijzen dalen exponentieel naarmate men zich verder van het centrum begeeft.

Ook de woningprijzen dalen exponentieel, maar vermits $0 < \alpha < 1$, minder snel dan de grondprijzen

$$p(u) = K R(u)^\alpha$$

$$\text{waarin } K = \frac{\bar{A}(1-\alpha)^{1-\alpha}}{\alpha \bar{r}} r^{1-\alpha}$$

Dichterbij het centrum wordt meer kapitaal ingezet op het beschikbare, maar duurdere land. Deze substitutie van land door kapitaal verklaart het minder snel dalen van de prijsfunctie.

Een derde functie die uit het model kan worden afgeleid levert een rechtstreekse verklaring voor het uitzicht van stadscentra, nl. de kapitaal-land-verhouding $\frac{K(u)}{L(u)}$. Ook deze kent een negatief-exponentieel verloop:

$$\frac{K(u)}{L(u)} = \frac{1-\alpha}{\alpha r} R(u) = \frac{1-\alpha}{\alpha r} \bar{R} e^{-\frac{t(u_1-u)}{\alpha Bw}}$$

Naarmate men het stadscentrum benadert wordt meer land gesubstitueerd door kapitaal. Hieruit resulteert het typische hoogbouwverschijnsel in stedelijke centra: grote hoeveelheden kapitaal worden gecombineerd met een beperkte input land.

Ten slotte willen we ook nog de dichtheidsfunctie vermelden, zoals die uit het model volgt. Deze functie geeft de bevolkingsdichtheid (bevolking per oppervlakte-eenheid) in functie van u .

$$D(u) = \frac{N(u)}{L(u)} = \frac{\bar{R} e^{-\frac{t(u_1-u)}{\alpha Bw}}}{\alpha Bw}$$

De dichtheid blijkt exponentieel af te nemen met de afstand tot het centrum (1).

(1) Dit komt overeen met wat empirisch zeer lang geleden al werd waargenomen. Reeds in 1892 stelde men vast dat de exponentiële functievorm het best was aangepast aan de gegevens. Zie H. BLEICHER, Statistische Beschreibung der Stadt Frankfurt am Main und ihre Bevölkerung, Frankfurt am Main, 1892.

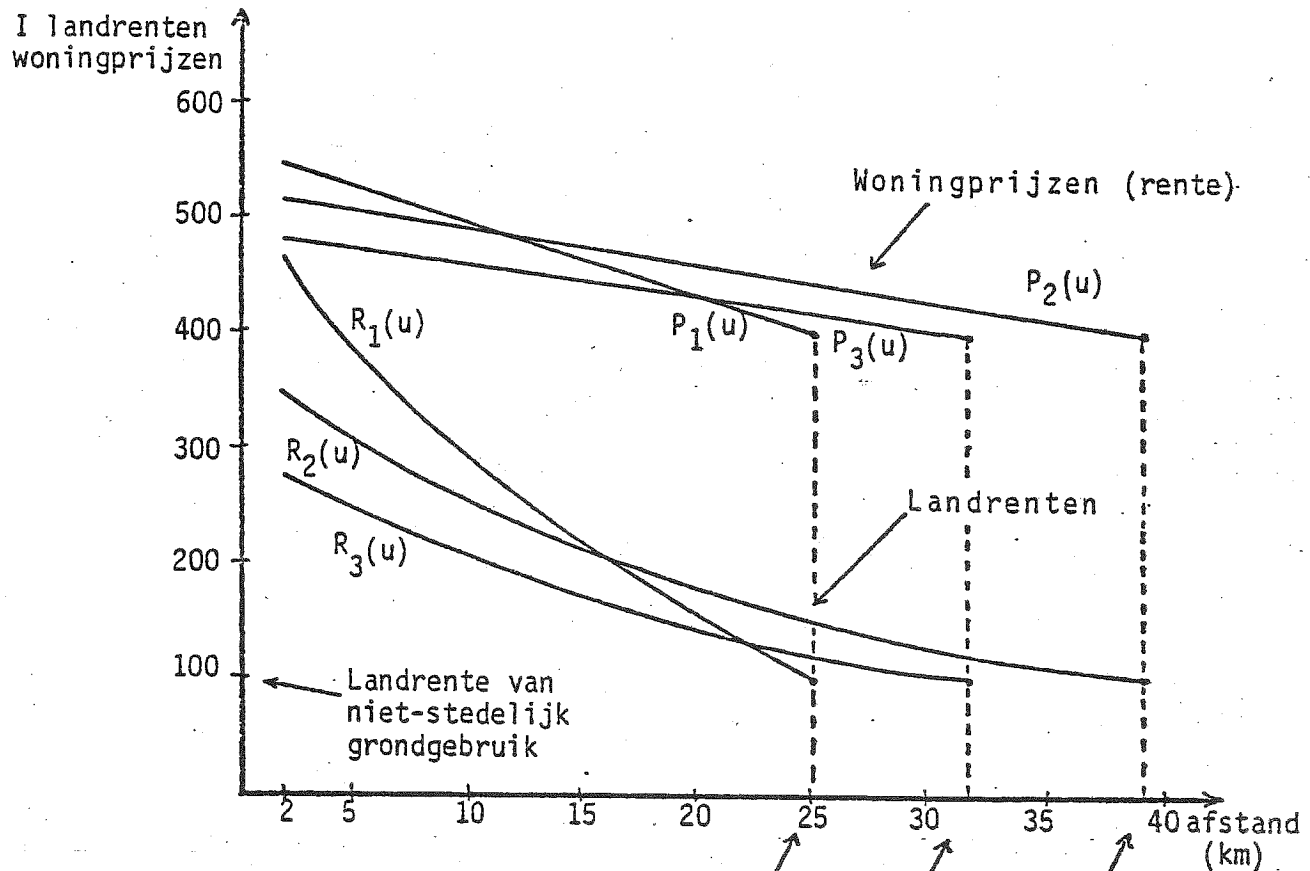
De oplossing van het model geeft ons een beter inzicht in de oorzaken van de ontvolking en de suburbanisatie. We stellen nl. vast dat veranderingen in de tijd van transportkosten en inkomens de hellingen van de berekende functies fel zullen beïnvloeden. Ter illustratie wordt op Grafieken 1 en 2 de invloed van een inkomensverdubbeling (II) en een transportkostenhalvering (III) t.o.v. het basisgeval (I) voorgesteld. Het effect van deze economische krachten op bevolkingsdensiteiten, kapitaal-landverhoudingen, stadsgrootte enz. is duidelijk merkbaar. De functies $R(u)$, $p(u)$ en $D(u)$ worden afgevlakt.

Het Muth-Mills model suggereert, op grond van eenvoudige economische theorie, dat het historisch afvlakken van densiteitsfuncties en de corresponderende suburbanisatie mee werden beïnvloed door veranderingen in het welvaartsniveau van de bevolking en in de transportkosten.

De werking van de genoemde factoren ligt voor de hand. De toenemende markt-economische welvaart heeft de vraag naar huisvesting van hoge kwaliteit, die zeer inkomenselastisch is, gevoelig doen stijgen. Deze "high-quality housing" vindt men vooral in buitenstedelijke zones met relatief lage densiteit. Dit heeft niet enkel tot gevolg dat de kernsteden ontvolken, maar bovendien dat het de relatief hoge inkomensklassen zijn die zich elders vestigen, wat vroeger reeds werd aangestipt. Het suburbanisatieëffect wordt bovendien gesteund door de ontwikkeling van de vervoertechnologie. De toename van de auto als vervoermiddel en de uitgebreide verkeersinfrastructuur hebben de mobiliteit aanzienlijk verhoogd. Hierdoor werd de mens minder plaatsgebonden en dus meer indifferent t.o.v. verschillende woonplaatsen. Ook maakt het op grote schaal verspreiden van de personenwagen niet alleen sneller, maar ook goedkopere verplaatsingen mogelijk.

Het theoretische model stipte 2 belangrijke oorzaken van de stedelijke evolutie aan. In wat volgt wordt getracht hiervan empirische bevestiging te verkrijgen.

Grafiek 1: Mills-Muthmodel: Landrenten en woningprijzen

Parameters:

$N = 250$ (in duizend)

$u_0 = 2$ (in km)

$\alpha = 0,2$

$K = 4$

$B = 0,295$

$w = I=250; II=500; III=250$ (in 1000)

$r = 0,10$

$\bar{R} = 1$

$t = I=1; II=1; III=0,5$ (F/km)

$\epsilon_y = 1$

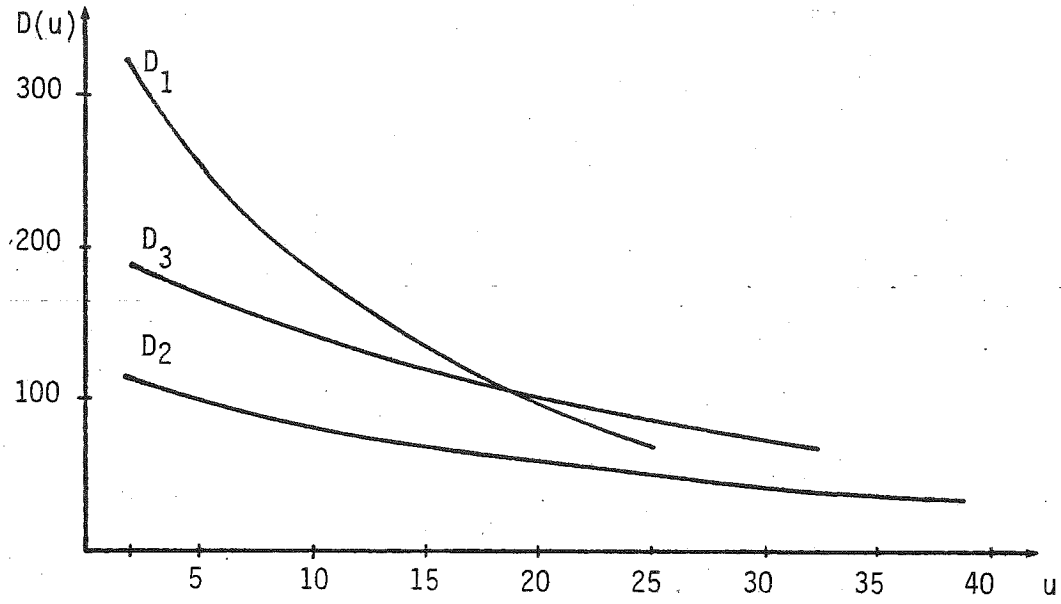
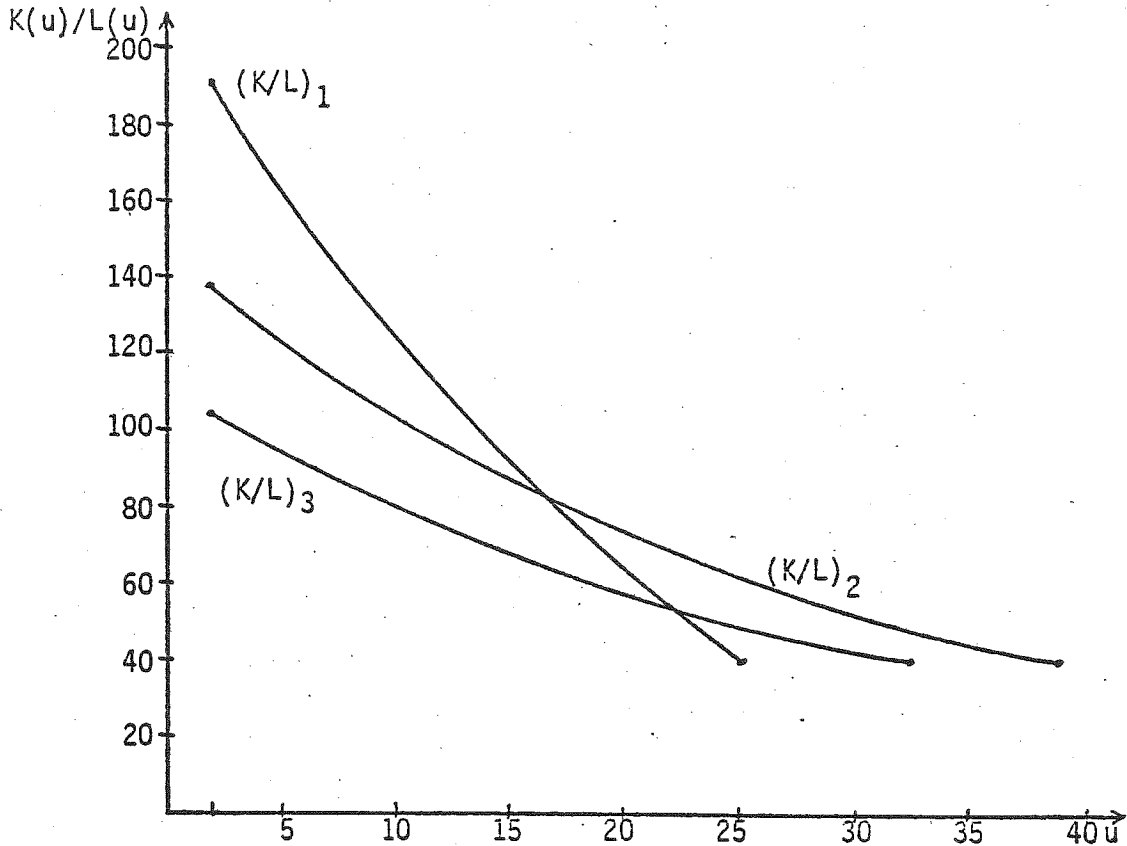
$\epsilon_p = -1$

Stadsgrootte
basisgeval

Stadsgrootte:
gewijzigde
transport-
kosten

Stadsgrootte: gewijzigd
inkomen

Grafiek 2: Mills-Muthmodel: kapitaal-landratio en bevolkingsdichtheid



III. DE SUBURBANISATIE IN BELGIE: EMPIRIE

We trachten in dit hoofdstuk de geldigheid van een deel van de resultaten van het Mills-Muth-model te toetsen aan de realiteit. Eerst en vooral worden densiteitsfuncties berekend voor 4 Belgische steden. Nagegaan wordt of deze functies het in de literatuur vermelde patroon volgen, nl. of ze historisch zijn afgevlakt. In een volgende fase trachten we na te gaan in hoeverre de evolutie van de reële inkomens en de transportkosten verantwoordelijk mogen worden gesteld voor het historisch patroon van de densiteitsfuncties. Ten slotte trachten we concrete gevolgen af te leiden voor de bevolking van kernsteden en agglomeraties indien de inkomens of transportkosten blijvende wijzigingen ondergaan.

1. De historische evolutie van densiteitsfuncties in Belgische steden

A. Berekening van densiteitsfuncties

We gaan ervan uit dat densiteitsfuncties eruit zien als volgt:

$$D(u) = D e^{-\gamma u} \quad /1/$$

hierin is $D(u)$: de densiteit op een afstand u van het centrum
 D : aanduiding voor de densiteit in het centrum
 γ : bepaalt de helling van de functie. In het algemeen neemt men aan dat steden met een hoge γ -waarde weinig, steden met een lage γ -waarde sterk gesuburbaniseerd zijn.

De voorgestelde functievorm wordt bijna algemeen aanvaard. Tot nog toe werden 3 methodes ter bepaling van de parameters D en γ ontwikkeld, nl. 1. lineaire kleinste kwadratenschatting
 2. niet-lineaire kleinste kwadratenschatting
 3. een methode ontwikkeld door Mills (1), die gebaseerd is op de hypothese van perfecte cirkelvormigheid der steden.

(1) MILLS, E.S., op.cit., blz.38-40.

Het verschil tussen de eerste twee methodes is enkel te wijten aan andere veronderstellingen m.b.t. de storingstermen. In het eerste geval schat men de gelineariseerde versie van (1) en veronderstelt men multiplicatieve storingen:

$$D(u) = D e^{-\gamma u + \epsilon}$$

$$\ln D(u) = \ln D - \gamma u + \epsilon$$

De tweede methode stelt daarentegen additieve storingen:

$$D(u) = D e^{-\gamma u} + \epsilon$$

Beide methodes geven vrij aanzienlijke verschillen wat betreft de geschatte parameters. In de literatuur werd nog geen overeenstemming bereikt omtrent de te verkiezen werkwijze (1).

Ondermeer wegens de grote datavereisten van beide schattingsprocedures, hebben we geopteerd voor een varianté van de methode van Mills. De gebruikte rekentechniek wordt uitgelegd in appendix 2. Een ernstig nadeel van deze werkwijze is ongetwijfeld dat geen "goodness-of-fit" informatie beschikbaar is.

B. De data

Voor de berekening van de densiteitsfuncties moesten we beschikken over gegevens m.b.t. de oppervlakte en bevolking van zowel de steden als de agglomeraties, en dit voor elk onderzocht jaar. De oppervlaktes konden worden afgeleid uit de volkstellingen van het N.I.S. van 1961 en 1970.(2). Verschillende zeer kleine grenswijzigingen werden verwaarloosd.

(1) KEMPER, P. en SCHMENNER, R., The density gradient for the manufacturing industry, Journal of Urban Economics, 1, 1974, blz.410-427.

(2) N.I.S., Volkstelling 1961, Deel I, Bevolkingscijfers, 1963.

N.I.S., Volkstelling 1970, Deel 13, gegevens per statistische sectoren van gemeenten, 1975.

Om de beschikbare gegevens aan te passen aan het theoretisch model en aan de beschreven rekenmethode (appendix 2), dienden ruime correcties te worden doorgevoerd. Deze correcties bestonden erin grote onbewoonde oppervlaktes af te trekken van de opgegeven stadsoppervlakte. Dit bleek vooral noodzakelijk te Gent en te Antwerpen, waar uitgebreide haven- en poldergebieden wettelijk gezien binnen de stadsgrenzen vallen, maar voor de berekeningen uiteraard niet tot de kernstad mogen worden gerekend. Zo moest te Antwerpen de oppervlakte van de districten (1), die sedert 1958 deel uitmaken van de stad, worden afgetrokken. Natuurlijk diende dan ook de bevolking van deze gebieden in mindering te worden gebracht van de opgegeven stadsbevolking.

De bevolkingscijfers werden reeds afgedrukt in Tabellen 1 en 2. Tabel 4 geeft de samenstelling van de vier agglomeraties evenals de lengte van de berekende stads- en agglomeratiestralen. Voor Brussel werd, omwille van zijn ruime Belgische en Europese hoofdstedelijke functies, rekening gehouden met een derde straal, nl. die van het centraal commercieel district (zie appendix 2).

(1) Poldergebieden, Berendrecht, Lillo, Zandvliet.

Tabel 4.

Stad	Samenstelling agglomeratie (toestand 1976)	Berekende stralen in km
Antwerpen	Antwerpen, Berchem, Borgerhout, Brasschaat, Burcht, Deurne, Edgem, Ekeren, Hoboken, Merksem, Mortsel, Schoten, Wilrijk, Zwijndrecht	$k_1 = 3,33$ (vóór 1930) $= 3,45$ (na 1930: aanhechting Linkeroever) $k_2 = 10$
Brussel	Anderlecht, Audergem, Brussel, Etterbeek, Vorst, Elsene, Jette, Koekelberg, St.Jans-Molenbeek, St.Gillis, St.Joost-ten-Node, Schaarbeek, Ukkel, Watermaal-Bosvoorde, St.Lambrechts-Woluwe, St.Pieters-Woluwe, St.Agatha-Berchem, Evere, Ganshoren	$k_0 = 1,5$ (straal CCD) $k_1 = 2,77$ $k_2 = 7,18$
Gent	Gent, Gentbrugge, Ledeborg, St.-Amandsberg, Mariakerke, Wondelgem	$k_1 = 3,42$ $k_2 = 5,54$
Luik	Angleur, Bressoux, Grivegnée, Herstal, Ougrée, Ans, Argenteau, Chênee, Cheratte, Flémalle-Grande, Flémalle-Haute, Glain, Grâce-Hollogne, Hermalle-sous-Argenteau, Jemeppe, Jupille, Luik, Mons, Montegnée, Rocourt, St.Nicolas, Seraing, Tilleur, Vaux-sous-Chèvremont, Vivegnis, Vottem, Wandre	$k_1 = 2,69$ $k_2 = 7,24$

C. De resultaten

De parameters van de berekende densiteitsfuncties staan vermeld in Tabel 5. De resultaten komen overeen met het in de literatuur vermelde patroon. De parameters D en γ dalen bijna ononderbroken in de tijd. Grafisch betekent dit een historisch afvlakken van de densiteitsfuncties. Ter illustratie werd op Figuur 1 de berekende functie uitgetekend voor Brussel voor de jaren 1900 (I), 1947 (II) en 1976 (III). Het afvlakken van de functie is hieruit duidelijk merkbaar.

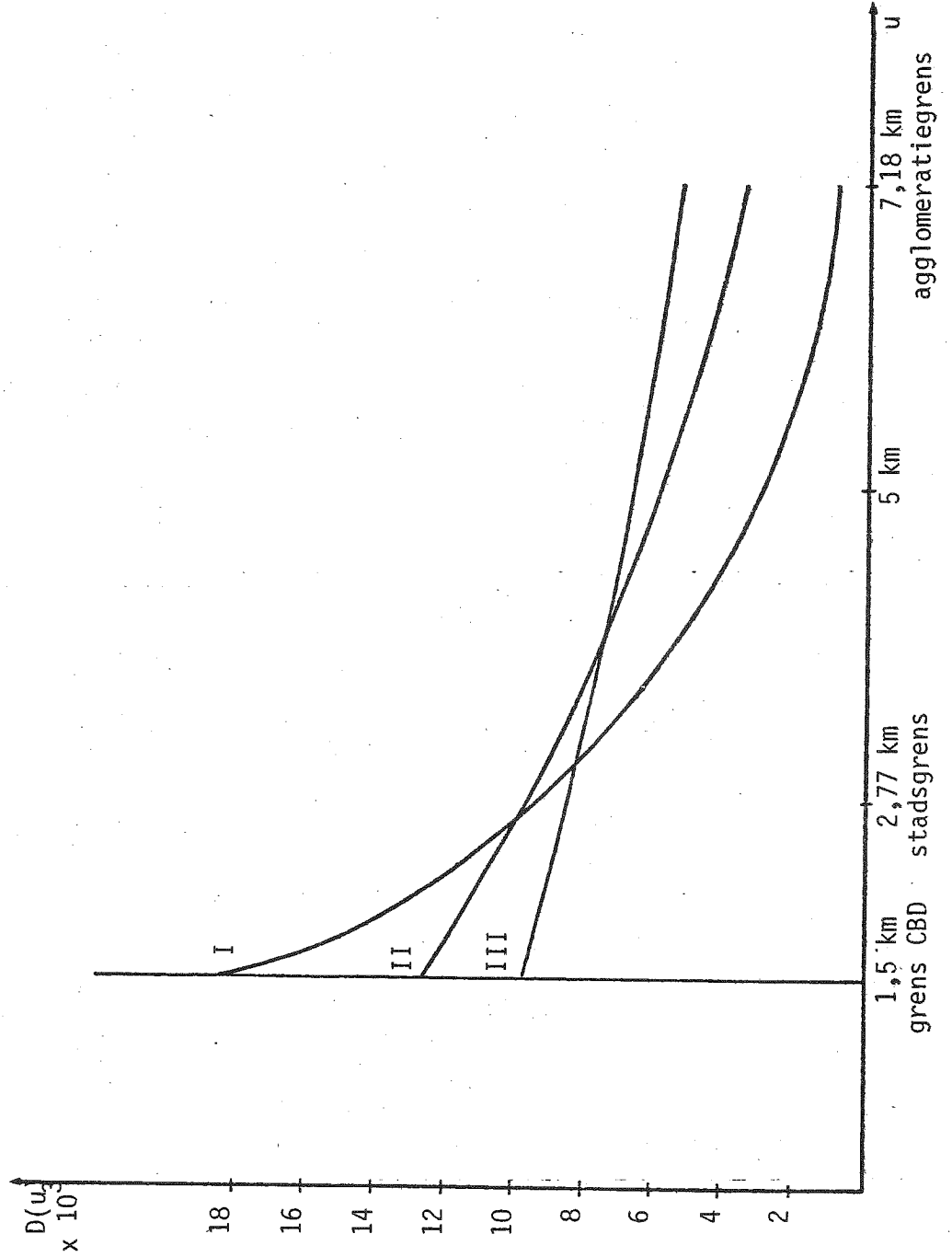
Tabel 5. Parameters berekende densiteitsfuncties

	Antwerpen		Brussel		Gent		Luik	
	D	γ	D	γ	D	γ	D	γ
1900	30.779	0,6874	41.207	0,5395	19.612	0,7459	16.163	0,5011
1910	30.189	0,6197	32.117	0,422	18.699	0,6968	16.253	0,4667
1920	28.310	0,5837	25.584	0,3512	18.940	0,702	15.620	0,4578
1930	19.840	0,4435	22.353	0,2946	18.230	0,6696	14.954	0,4218
1947	16.371	0,3947	17.739	0,2252	16.219	0,6192	13.454	0,3927
1961	13.425	0,3298	14.238	0,1612	13.253	0,5384	12.514	0,3601
1966	12.194	0,3033	13.342	0,1378	12.573	0,5133	12.379	0,3539
1967	11.825	0,2955	13.290	0,1346	12.336	0,5078	12.298	0,3525
1968	12.519	0,2916	13.058	0,1312	11.957	0,4997	12.019	0,348
1969	11.215	0,2854	12.672	0,1255	11.714	0,4948	11.830	0,3446
1970	10.712	0,2766	12.230	0,1175	11.329	0,487	11.496	0,3397
1971	10.506	0,2722	11.826	0,1104	11.246	0,4856	11.405	0,3378
1972	10.258	0,2677	11.511	0,1057	10.928	0,4776	11.367	0,3379
1973	10.097	0,2642	11.274	0,1026	10.725	0,4742	11.178	0,3344
1974	9.744	0,2593	11.245	0,1035	10.738	0,476	11.011	0,3312
1975	9.459	0,2545	11.391	0,1073	10.571	0,4736	10.789	0,3278
1976	9.306	0,2523	11.394	0,1091	10.235	0,467	10.356	0,3206

Vooreerst kunnen we opmerken dat er een zekere negatieve band blijkt te bestaan tussen de grootte van de stedelijke agglomeratie (gemeten door het bevolkingscijfer) en de suburbanisatiegraad, gemeten door de parameter γ (1). De γ -waarden voor Brussel zijn merkkelijk kleiner dan die van Antwerpen, Luik en Gent. De volgorde bij de bevolkingscijfers is exact omgekeerd.

(1) Alhoewel er zuiver theoretisch uitzonderingen mogelijk zijn (v.b. wanneer bij stijgende bevolking een zeer grote proportie van de toename zich in het centrum vestigt), mag redelijkerwijs worden aangenomen dat een dalende γ correspondeert met een toenemende graad van suburbanisatie. Voor een discussie en een uitbreiding hieromtrent, zie v.b. H.W.RICHARDSON, A note on the dynamics of population density gradients, *The Annals of Regional Science*, nov.1976, blz.15-18.

Figuur 1: Densiteitsfuncties Brussel



Een tweede opmerking betreft het begin van de suburbanisatie. Dikwijls wordt gedacht dat suburbanisatie een zuiver naoorlogs verschijnsel is en te wijten aan de omstandigheden. Vooral de technologische vooruitgang in de automobielsector wordt als verklarende factor aanzien. Onze resultaten tonen evenwel aan dat deze zienswijze niet volledig correct is: alhoewel de suburbanisatie o.a. door het opkomen van de personenwagen ongetwijfeld werd aangemoedigd na de oorlog, was ze reeds vóór W.O.II begonnen. De cijfers suggereren dat het begin van de suburbanisatie zich reeds op het einde van vorige eeuw situeert.

Tabel 6 geeft ons een nog duidelijker inzicht in de evolutie van de suburbanisatie: daar wordt de jaarlijkse procentuele groeivoet van de γ -parameter gegeven (1) in de verschillende periodes. Twee opmerkingen kunnen hierbij worden gemaakt: in het algemeen blijkt de verstedelijking veel sneller te zijn verlopen in grote steden dan in relatief kleine. De gemiddelde groeivoet 1900-1976 voor Brussel bedroeg v.b. -2,08 tegenover slechts -0,61 voor Gent. Deze waarnemingen kloppen met de logica. Beschouwen we de laatste kolom van Tabel 6, dan kunnen enkele interessante aanwijzingen worden gegeven. In de voorspoedige naoorlogse jaren (v.b. periodes 1947-1961, 1961-1966, 1966-1971) kende de suburbanisatie algemeen gesproken een grote groei, o.a. te wijten aan de reeds genoemde evolutie van de mobiliteit. Ook in relatief voorspoedige periodes vóór W.O.I (1900-1910) en tussen de beide wereldoorlogen (1920-1930) merken we een snelle daling van de parameter γ . Daarentegen verliep de suburbanisatie veel trager in periodes van sociale en economische moeilijkheden. Duidelijke voorbeelden zijn de periode 1910-1920 (waarin o.a. W.O.I) en 1930-1947 (waarin de crisis van de jaren 30 én W.O.II).

(1) Groeivoet g berekend uit $\gamma_t = \gamma_0(1+g)^t$, met γ_0 en γ_t de waarden van in respectievelijk begin- en eindjaar.

Tabel 6. Gemiddelde procentuele groeivoet in berekende γ -waarden

Stad \ Periode	Antwerpen	Brussel	Gent	Luik	Gemiddelde
1900-1910	-1,03	-2,43	-0,68	-0,71	-1,21
1910-1920	-0,6	-1,82	+0,07	-0,19	-0,64
1920-1930	-2,71	-1,74	-0,47	-0,82	-1,44
1930-1947	-0,68	-1,57	-0,46	-0,42	-0,78
1947-1961	-1,27	-2,36	-0,99	-0,62	-1,31
1961-1966	-1,66	-3,09	-0,95	-0,35	-1,51
1966-1971	-2,14	-4,34	-1,1	-0,93	-2,13
1971-1976	-1,51	-0,24	-0,78	-1,04	-0,89

De laatste jaren ^{is} opnieuw een tragere evolutie waar te nemen: de parameters hebben de neiging enigszins te stabiliseren. Enerzijds is het mogelijk dat stilaan de limiet van de suburbanisatie wordt benaderd (zoals te Brussel, waar γ opnieuw is gestegen sedert 1974), anderzijds kan het zijn dat de crisis t.g.v. de olieperikelen zich reeds doet gevoelen. De evolutie voor de toekomst zal ongetwijfeld mee afhangen van het verloop van de economische krachten die voor de suburbanisatie verantwoordelijk zijn geweest.

2. Empirische verklaring van de vastgestelde evolutie

Het Muth-Mills model suggereert de voornaamste determinanten van het historisch afvlakken van densiteitsfuncties d.m.v. een eenvoudig economisch model. Uit hun analyse resulteert immers volgende densiteitsfunctie:

$$D(u) = \frac{\bar{R} e^{\frac{t}{\alpha Bw}}}{\alpha Bw}$$

Hieruit blijkt duidelijk de invloed van het inkomen (w) en van de transportkost (t) op de revolutie in de tijd van de functie.

In het vorig deeltje hebben we densiteitsfuncties van de volgende algemene vorm berekend over de periode 1900-1976:

$$D(u) = D e^{-\gamma u}$$

Hierbij hebben we kunnen vaststellen dat de parameterrevolutie van D en γ de functie afvlakte in de tijd. We trachten nu na te gaan of de oorzaken hiervan de door het theoretisch model aangegeven factoren zijn. Hiertoe relateren we de parameters D en γ aan proxyvariabelen voor inkomen en transportkosten. Aangezien a priori geen specificatie voor deze relaties kan worden vooropgezet, hebben we geopteerd voor lineaire en loglineaire schattingen:

$$\gamma_t = \alpha_1 + \beta_1 w_t + \delta_1 T_t + u_{1t}$$

$$D_t = \alpha_2 + \beta_2 w_t + \delta_2 T_t + u_{2t}$$

en

$$\ln \gamma_t = \ln \alpha_3 + \beta_3 \ln w_t + \delta_3 \ln T_t + u_{3t}$$

$$\ln D_t = \ln \alpha_4 + \beta_4 \ln w_t + \delta_4 \ln T_t + u_{4t}$$

waarin w_t = inkomensproxy in periode t

T_t = proxy voor transportkosten in jaar t .

De regressies werden wegens gebrek aan gegevens slechts uitgevoerd over de periode 1930-1976, d.w.z. met slechts 14 observaties.

De evolutie van de inkomens hebben we benaderend gemeten door een index van de reële lonen. Deze kon worden opgesteld dank zij gegevens van het N.I.S. en het werk van Mitchell (1). Als proxyvariabele voor de transportkosten hebben we de kost per reizigerskm. van de N.M.B.S. gebruikt (2). Een reeks over de beschouwde periode was beschikbaar. We verkozen deze werkwijze boven het gebruik van de inverse van de tijd, waarmee sommige auteurs de technologische vooruitgang in de vervoersector wensen weer te geven. De geschatte parameters worden dan echter zeer moeilijk interpreteerbaar. "Although the tradition of using time as a proxy for the state of technology is well established in economics, just what the result means may be less clear in this application than in others." (3).

Een overzicht van de gegevens voor de regressies staat in Tabel 7. de resultaten volgen in Tabel 8.

(1) MITCHELL, European historical statistics, 1750-1970, McMillan, Londen, 1975.

(2) We zijn er ons van bewust dat deze proxy een zeer matige weergave is van de werkelijke transportkostenevolutie tussen 1930 en 1976. Men dient immers rekening te houden met zowel de monetaire als de tijds-kost van vervoer. Algemeen kan men stellen dat de ontwikkeling van de vervoertechnologie tot 1976 toe tot dalende monetaire kosten heeft geleid (in reële termen uiteraard), o.a. wegens het relatief goedkoper worden van personenwagens (°). Over de ontwikkeling van de tijds-kosten van vervoer is men het in de literatuur nog niet eens. Enerzijds werd de transporttijd fel gereduceerd door infrastructuurwerken, zoals het aanleggen van autosnelwegen, anderzijds dient deze tijd gewogen te worden met een fractie van een sterk gestegen reëel inkomen. De juiste evolutie van de transportkosten kan dan ook slechts worden benaderd na een zeer grondige en tijdsvergende studie. Deze viel echter buiten het bestek van deze werknota.

(°) Zie DE BORGHER, B., De vraag naar personenwagens in België, SESO-rapport 7873, april 1978, blz.12.

(3) MILLS, E.S., op.cit., blz.52.

Tabel 7. Gegevens regressies

Reële loonindex 1971 = 1		Index reële km.prijs M.M.B.S. 1971 = 1
1930	0,4875	1,08
1947	0,4487	1,24
1961	0,5981	0,9
1966	0,7729	0,89
1967	0,7973	0,96
1968	0,8099	0,97
1969	0,8563	0,9
1970	0,9187	0,84
1971	1	1
1972	1,0995	1,03
1973	1,1791	0,99
1974	1,3061	0,9
1975	1,3467	0,95
1976	1,3698	0,97

Bron: MITCHELL, European historical statistics, McMillan, Londen, 1975
 N.I.S., Statistische Jaarboeken, Sociale Statistieken
 M.M.B.S., Jaarverslagen

Tabel 8.a. Regressieresultaten lineaire schattingen (standaardfouten tussen haakjes)

		Constante	Reële lonen	Transportkost	R ²
Antwerpen	γ	0,27 (0,081)	-0,137 (0,025)	0,167 (0,078)	0,82
	D	12087 (4446)	-7499 (1286)	7122 (3939)	0,83
Brussel	γ	0,072 (0,11)	-0,119 (0,0315)	0,183 (0,094)	0,72
	D	10473 (6171)	-6808 (1819)	9492 (5439)	0,71
Gent	γ	0,427 (0,102)	-0,132 (0,0299)	0,215 (0,0896)	0,78
	D	10256 (3654)	-5442 (1073)	7275 (3220)	0,81
Luik	γ	0,335 (0,043)	-0,061 (0,0126)	0,078 (0,038)	0,81
	D	13101 (1849)	-3253 (514)	1900 (1541)	0,84

Tabel 8.b. Regressieresultaten loglineaire schattingen (standaardfouten tussen haakjes)

Antwerpen	γ	-1,26 (0,018)	-0,412 (0,047)	0,243 (0,174)	0,91
	D	9,3076 (0,022)	-0,553 (0,059)	0,181 (0,217)	0,92
Brussel	γ	-2,904 (0,041)	-0,732 (0,11)	0,53 (0,4)	0,86
	D	9,43 (0,028)	-0,449 (0,076)	0,345 (0,297)	0,83
Gent	γ	-0,696 (0,014)	-0,238 (0,037)	0,253 (0,134)	0,87
	D	9,36 (0,182)	-0,399 (0,049)	0,285 (0,177)	0,90
Luik	γ	-1,07 (0,09)	-0,17 (0,0244)	0,128 (0,089)	0,88
	D	9,35 (0,011)	-0,24 (0,03)	0,03 (0,109)	0,89

De schattingsresultaten zijn bevredigend. Ze ondersteunen de theoretische uiteenzetting van het Muth-Hills model: de stijging van de reële inkomens en de evolutie van de transportkosten verklaren in ruime mate het afvlakken van de dichtheidsfuncties. Alle inkomensparameters zijn negatief en bovendien zeer nauwkeurig geschat, de standaardfouten zijn relatief klein. Opmerkelijk is ook de overeenkomst tussen de inkomenscoëfficiënten in de lineaire regressies, uitzonderd weliswaar voor Luik.

De parameters van de transportkosten zijn statistisch minder significant geschat vooral in de loglineaire regressies. Nochtans hebben ze allen het verwachte positief teken en blijven ze, op uitzondering van Luik, aanvaardbaar. De geschatte parameters voor Luik (vooral de coëfficiënt in de D-vergelijking) zijn zeer onbetrouwbaar.

De verklaring van de parameters D en γ door proxyvariabelen voor reële inkomens en transportkosten mag goed worden genoemd: de R^2 is hoog, rekening houdend met het beperkt aantal observaties. De rechtstreekse interpretatie van de resultaten is echter zeer moeilijk. De elasticiteiten van de loglineaire regressies geven aan wat het effect is van een wijziging met 1 % in de reële lonen of de transportkosten op de parameters D en γ . Deze interpretatie is eerder abstract en leert ons weinig. Het is nochtans mogelijk, gebruik makend van deze regressieresultaten, de invloed van reële inkomens en transportkosten op de stadsbevolking en op de bevolking van de agglomeratie te kwantificeren. Dit is het onderwerp van de volgende paragraaf.

3. Implicaties voor de bevolking van steden

In de vorige paragraaf werden de parameters D en γ van dichtheidsfuncties verklaard door proxyvariabelen voor inkomens en transportkosten. Omwille van het abstract karakter van de te verklaren va-

riabelen D en γ waren de resultaten moeilijk interpreteerbaar. Het is echter wel interessant, gebruik makend van de schattingsresultaten, de concrete gevolgen af te leiden van wijzigingen in reële inkomens en transportkosten op de bevolking van steden en hun agglomeraties. In dit deeltje wordt aangegeven hoe de implicaties voor de bevolking kunnen worden berekend (1). De resultaten worden in het kort besproken.

Zoals elders in de tekst, wordt ook hier de assumptie van cirkel-vormige steden aangehouden. We weten dan dat de bevolking van het stadsgedeelte begrepen tussen de concentrische cirkels met stralen u_1 en u_2 ($u_1 < u_2$) kan bepaald worden als:

$$\begin{aligned} N_{u_1-u_2} &= \int_{u_1}^{u_2} H(u) du \\ &= \int_{u_1}^{u_2} 2\pi u D(u) du \end{aligned}$$

of na invullen van $D(u) = D e^{-\gamma u}$

$$= 2\pi D \int_{u_1}^{u_2} u e^{-\gamma u} du$$

Uitwerking van de integraal levert:

$$N_{u_1-u_2} = \frac{2\pi D}{\gamma^2} \{ e^{-\gamma u_1} (1 + \gamma u_1) - e^{-\gamma u_2} (1 + \gamma u_2) \}$$

We zien m.a.w. dat de bevolking kan beschouwd worden als functie van de parameters D en γ :

$$N_{u_1-u_2} = N_{u_1-u_2}(D, \gamma)$$

(1) De wiskundige afleidingen zelf werden in appendix opgenomen.

Bovendien werd in de voorgaande paragraaf aangetoond dat D en γ afhankelijk zijn van w en t , of:

$$D = D(w, t)$$

$$\gamma = \gamma(w, t).$$

We hebben nu $M_{u_1-u_2}$ uitgedrukt als functie van D en γ , die elk op hun beurt functie van w en t zijn. Dit betekent dat het wiskundig mogelijk is de invloed (elasticiteit) van w en t op $M_{u_1-u_2}$ te berekenen. De theoretische afleiding van de inkomens- en transportkostenelasticiteiten van de bevolking wordt beschreven in appendix 3. De gevonden formules laten o.a. toe het effect van een wijziging van 1 % in w of t te bepalen op de bevolking van kernstad en agglomeratie; daartoe hoeven we enkel de corresponderende stralen in te vullen.

We hebben vooreerst getracht een aanduiding van "gemiddelde" elasticiteit te berekenen voor de volledige periode 1930-1976. Voor het evalueren van inkomens en transportkosteneffecten op dit ogenblik is het echter van meer belang de elasticiteiten te kennen in het meest recente jaar, nl. 1976. Beide berekeningen worden in appendix 3 geïllustreerd met een voorbeeld. De resultaten volgen in Tabellen 9 en 10.

Tabel 9 geeft de berekende elasticiteiten per zone van 2 km. (De Brussel werd opnieuw rekening gehouden met een CCD met straal 1,5 km) (1). Alhoewel het indelen van een stad in cirkelbanden een zeer sterke simplificatie van de realiteit is, menen we dat de resultaten als vrij aanvaardbaar overkomen. De gevonden inkomens-elasticiteiten volgen een logisch patroon in alle steden, alhoewel van stad tot stad tamelijk grote verschillen kunnen worden waargenomen. Stijgende reële inkomens zullen dichtbij het centrum een vrij sterke daling van de bevolking veroorzaken. Dit stellen we

(1) We onderscheiden zones 0-2km, 2-4km, enz. tot de agglomeratiegrens is bereikt.

vast in de zones 0-2km te Antwerpen, Gent en Luik, evenals in de zone 1,5-3,5km te Brussel. De gemiddelde elasticiteiten in deze zones variëren van -0,17 tot -0,40, de elasticiteiten berekend in 1976 van -0,33 tot -0,86. Naarmate we verder van het centrum weggaan, verzwakt de negatieve invloed en naar de rand van de agglomeratie toe constateren we dat een inkomensverhoging een bevolkingsaan groei zal teweegbrengen.

Tabel 9.

Gemiddelde elasticiteiten 1930-1976				Elasticiteiten 1976	
Stad	Km	Inkomens- elasticiteit	Transport- elasticiteit	Inkomens- elasticiteit	Transport- elasticiteit
Antwerpen	0-2	-0,40	+0,09	-0,86	+0,53
	2-4	-0,18	-0,04	-0,53	+0,25
	4-6	+0,06	-0,18	-0,17	-0,06
	6-8	+0,30	-0,33	+0,2	-0,38
	8-10	+0,55	-0,47	+0,57	-0,71
Brussel	1,5-3,5	-0,19	+0,15	-0,39	+0,36
	3,5-5,5	+0,01	+0,01	-0,07	+0,01
	3,5-7,18	+0,20	-0,13	+0,22	-0,31
Gent	0-2	-0,25	+0,13	-0,52	+0,44
	2-4	-0,04	-0,10	-0,20	+0,08
	4-5,54	+0,18	-0,33	+0,12	-0,29
Luik	0-2	-0,17	-0,03	-0,33	+0,09
	2-4	-0,06	-0,10	-0,18	-0,04
	4-6	+0,05	-0,19	-0,02	-0,18
	6-7,24	+0,15	-0,27	+0,12	-0,32

Tabel 10.

	Inkomenselasticiteit van de bevolking		Transportkostenelasticiteit van de bevolking	
	Kernstad	Agglomeratie	Kernstad	Agglomeratie
	"gemiddeld" over de periode 1930-1976			
Antwerpen	-0,30	+0,04	+0,03	-0,17
Brussel	-0,23	+0,02	+0,18	0
Gent	-0,16	-0,06	+0,04	-0,07
Luik	-0,14	-0,02	-0,04	-0,14
	Berekend voor 1976			
Antwerpen	+0,70	-0,15	+0,40	-0,08
Brussel	-0,46	-0,05	+0,43	-0,02
Gent	-0,38	-0,23	+0,29	+0,11
Luik	-0,29	-0,11	+0,06	-0,10

We merken verder nog op dat het negatief inkomenseffect in het centrum in 1976 veel intenser is dan gemiddeld over de periode 1930-1976. Bovendien strekt het zich veel verder uit, t.t.z. het omslaan van negatief naar positief teken gebeurt in 1976 verder van het centrum. Ook dit beantwoordt aan de verwachtingen.

Op uitzondering van Luik volgen ook de transportkosten een logisch patroon, zij het minder uitgesproken (1). Een daling van de vervoerkosten veroorzaakt een daling van de bevolking in het centrum. Zie hiervoor opnieuw de zone 0-2km te Antwerpen en Gent, de zone 1,5-3,5km te Brussel. Begeeft men zich verder van de kernstad, dan komt een duidelijke bevolkingsaanwas voor.

(1) De slechte resultaten te Luik hoeven niet te verbazen: de berekeningen zijn immers gebaseerd op de regressieresultaten en ook daar viel Luik uit de toon.

We stellen ook hier vast dat het positief effect in 1976 sterker is en zich verder van het centrum uitstrekt dan gemiddeld over de periode 1930-1976. Het is nochtans opvallend, dat het omslaan van positief naar negatief teken reeds zeer dicht bij het centrum plaatsvindt, dit vooral bij de gemiddelde elasticiteiten.

Interessante resultaten bevat ook Tabel 10. Deze geeft de berekende elasticiteiten weer voor de bevolking van kernstad en agglomeratie. Een verhoging van de reële lonen met 1 % had gemiddeld over de periode 1930-1976 een daling van de bevolking van de kernstad tot gevolg van 0,14 % à 0,30 %, afhankelijk van de beschouwde stad. Voor 1976 bedroegen deze effecten reeds 0,29 à 0,70 %. We merken bovendien dat, daar waar gemiddeld te Brussel en te Antwerpen nog een licht positief effect voorkwam, in 1976 een inkomensstijging een negatieve invloed uitoefent op de bevolking van alle agglomeraties. Dit is een aanwijzing dat, ceteris paribus, bij stijgende reële inkomens de agglomeratiebevolking verder zal afnemen.

De resultaten m.b.t. de transportkosten zijn niet altijd even plausibel. De elasticiteiten voor de kernsteden zijn aanvaardbaar, nogmaals uitzondering gemaakt voor Luik. De negatieve tekens van de elasticiteit m.b.t. de agglomeratiebevolking zijn echter onrealistisch; het zou betekenen dat een daling van de transportkosten een aangroei van de agglomeratie zou teweegbrengen. Dit is o.i. een weinig plausibel resultaat. De oorzaak van deze onaanvaardbare negatieve elasticiteiten is moeilijk aan te wijzen. Het lijkt ons niet uitgesloten dat de oorzaak gelegen is in de gebruikte transportkostenproxy: het is mogelijk dat de werkelijke evolutie anders is verlopen dat aangegeven door de prijs per reizigerskilometer van de N.M.B.S., en dat we daardoor de invloed van de transportkosten enigszins hebben onderschat.

Laten we even nagaan wat de resultaten waren voor de kernsteden in 1976. De inkomenselasticiteiten variëren van -0,29 tot -0,70, de transportelasticiteiten van +0,06 tot +0,43. De waarde 0,06 te

Luik is echter totaal onbetrouwbaar. Onderstaand tabelletje herhaalt nogmaals de berekende waarden voor de overige 3 steden:

	<u>(1) inkomen</u>	<u>(2) transportkost</u>	<u>(3) = (1)/(2)</u>
Antwerpen	-0,7	+0,4	-1,75
Brussel	-0,46	+0,43	-1,07
Gent	-0,38	+0,29	-1,31

De derde kolom leert ons dat, indien we de orde van grootte der elasticiteiten voor 1976 aanvaarden, een stijging van de transportkosten die 1,5 à 2 maal sneller verloopt dan de toename van de reële inkomens, het negatief effect van de inkomensverhoging op de bevolking van de kernstad zou compenseren en op termijn de ontvolking zou indijken. Of dit in de toekomst zal gebeuren hangt af van de tendensen die aanwezig zijn in de economie. Het is bij een sterk stijgend verloop van de transportkosten niet alleen mogelijk, maar zelfs waarschijnlijk dat op termijn de ontvolking van kernsteden wordt afgeremd of zelfs volledig gestuit.

IV. DE ONTVOLKING VAN KERNSTEDEN: SYNTHESE

In deze werknota werd aandacht besteed aan het ontvolkings- en sub-suburbanisatieverschijnsel van grote stedelijke agglomeraties. Het is misschien aangewezen nogmaals de belangrijkste fasen van ons onderzoek te overlopen vooraleer stil te blijven staan bij de gevolgen van de resultaten.

We hebben vooreerst vastgesteld dat de steden Antwerpen, Brussel, Gent en Luik wel degelijk door de ontvolking werden aangetast. Dit bleef zelfs niet beperkt tot de kernsteden, ook de agglomeratiebevolking neemt sinds een tiental jaren af. In een volgende stap zijn we dan op zoek gegaan naar de oorzaken van de suburbanisatie. Daartoe werd teruggegrepen naar een verklarend economisch model. Het Muth-Mills model, gebaseerd op simpele economische theorie, wees de evolutie van de reële lonen en van de transportkosten aan als voornaamste determinanten van stedelijke ontwikkeling. Transportkosten omvatten zowel monetaire kosten als tijdskosten, daarom is de term "transportmogelijkheden" misschien beter gerechtvaardigd. Het historisch afvlakken van densiteitsfuncties, typisch voor de toegenomen suburbanisatie, wordt theoretisch door de genoemde factoren verklaard.

We hebben getracht empirische bevestiging van het Muth-Mills model te verkrijgen. In de eerste plaats werden densiteitsfuncties berekend voor de vier grote Belgische agglomeraties over de periode 1900-1976. Net zoals bij het theoretisch model veronderstellen we daarbij perfecte cirkelvormigheid van stadskern en agglomeratie. Deze assumptie is een vereenvoudiging van de realiteit, maar was noodzakelijk om de berekening van de parameters van de functies $D(u)$ mogelijk te maken. We constateerden dat de parameters zodanig evolueerden in de tijd dat de densiteitsfuncties inderdaad afvlakten. Om na te gaan of dit te wijten was aan het verloop van inkomens- en transportkosten, hebben we gepoogd de parameters te verklaren door proxy's voor deze variabelen. Ondanks het feit dat deze proxy's

slechts een benadering voorstellen van de werkelijke inkomens- en transportkostenevolutie en het bovendien onmogelijk was aparte indices te bepalen per stad, leverden de regressies goede resultaten.

Ten slotte hebben we op basis van de regressieparameters de invloed van een wijziging in reële inkomens en transportkosten op de bevolking van kernsteden berekend. De gevonden inkomenselasticiteiten leken zeer plausibel: voor 1976 werd de invloed van een wijziging van 1 % in reële inkomens op de bevolking van kernsteden geschat op - 0,23 % à -0,70 %, afhankelijk van stad tot stad. De effecten m.b.t. de transportkosten varieerden van 0,06 tot 0,43. De mogelijkheid bestaat evenwel dat deze enigszins werden onderschat.

Zowel uit het theoretisch model als uit het empirisch onderzoek is gebleken dat de ontvolking van kernsteden en de toegenomen suburbanisatie het gevolg zijn van de verhoging van de levensstandaard en van de evolutie van de transportkosten. Deze elementen hebben elkaar in het verleden versterkt: naast een sterke toename van de reële lonen hebben we in het verleden immers een daling van de reële transportkosten waargenomen. Vooreerst bleef de prijsstijging van zowel privé als openbaar vervoer fel achter op de toename van de lonen. Bovendien werden enorme infrastructuurwerken uitgevoerd die vooral tijdsbesparingen opleverden: we denken hierbij vooral aan het aanleggen van een uitgebreid net van autosnelwegen en stedelijke ringwegen.

Indien in de toekomst dezelfde tendensen blijven aanhouden voor de reële lonen en de transportkosten, wordt het stuiten van de ontvolking een zeer moeilijke, zometer onmogelijke beleidsopdracht. Het is een open vraag of men er door politieke beslissingen in kan slagen de ontvolking in te dijken. Zo is b.v. een stadskernherwaarderingsplan vanuit esthetisch en sociaal oogpunt zeker verantwoord, maar het is zeer twijfelachtig of zulke maatregel de suburbanisatie kan tegen gaan. Dergelijke maatregelen zijn immers meer gericht op het minimaliseren van de nadelige gevolgen van de suburbanisatie en de ontvolking dan wel op het aantasten van de oorzaken ervan.

We kunnen ons afvragen in hoeverre de mogelijkheid bestaat dat de toekomstige evolutie van lonen en transportkosten de ontvolking van kernsteden tegenwerkt of zelfs volledig stopt. Een mogelijkheid om dit te bereiken kan v.b. zijn een aanhoudende afname van de reële lonen, of een sterke en blijvende toename van de transportkosten.

Bekijken we eerst en vooral de recente evolutie van de reële lonen. Gemiddeld bedroeg de jaarlijkse procentuele groei over de periode 1966-1976 nog 5,89 % per jaar. Het groeiritme van de laatste jaren ligt echter beduidend lager: 3,11 % in 1974-1975, 1,72 % in 1975-1976, 1,99 % in 1976-1977. We stellen m.a.w. een duidelijke vertraagde groei van de reële lonen vast. Indien deze trend blijft aanhouden of zelfs nog versterkt, dan zal dit op lange termijn een remmende invloed op de suburbanisatie uitoefenen.

Ook in de vervoersector zetten de trends van het verleden zich niet identiek door. De voorbije decennia brachten een enorme vooruitgang in de vervoertechnologie. Dit resulteerde in goedkopere én snellere verplaatsingen. Vooral in het wegvervoer zorgden infrastructuuruitbreidingen voor opvallende tijdsbesparingen. Steden werden voorzien van ringwegen, wat de congestieproblemen in het centrale stadsgedeelte ten goede kwam. Bovendien verhoogde de aanleg van diverse snelwegen (E_3 , E_{10} , enz.), de bereikbaarheid van onze steden aanzienlijk. De laatste jaren, na een laatste hoogtepunt rond 1970-1971, lijkt de expansie op het gebied van wegenbouw enigszins te matigen. De omvang van te voorziene tijdsbesparingen lijkt dan ook gering, rekening houdend met de toenemende graad van congestie. Worden geen grootscheepse infrastructuurwerken uitgevoerd, dan is het niet denkbeeldig dat de tijdskosten van vervoer in de toekomst niet langer een dalende evolutie zullen kennen. Ook dit zou op lange termijn de ontvolking en de suburbanisatie helpen tegenwerken.

Ten slotte hebben ook de monetaire kosten van vervoer recente wijzigingen ondergaan. De oliecrisis heeft de brandstofprijzen sterk verhoogd: in de periode 1973-1977 stegen ze met 42 % (1).

Ook verhogingen in de exploitatiekosten van het openbaar vervoer worden thans meer dan vroeger doorgerekend aan de consument. Dit resulteerde in een sterke stijging van de prijs van het openbaar vervoer (zie o.a. de recente prijswijziging in augustus 1978).

Tot besluit stellen we dus vast dat in onze economie krachten aanwezig zijn die voor de toekomst een vermindering van de ontvolking kunnen veroorzaken en in het uiterste geval de ontvolking volledig doen stoppen. Zeer waarschijnlijk zal een verminderde groei van de reële lonen immers gecombineerd worden met stijgende vervoerkosten. We hebben becijferd dat een verhoging van de reële transportkosten die 1,5 à 2 maal sneller verloopt dan de toename van de reële lonen volstaat om de ontvolking te stuiten. Het is de exacte evolutie van inkomens en transportkosten die moet uitwijzen in hoeverre de ontvolking van de kernsteden wordt afgeremd dan wel versneld.

(1) Bron: ESSO.

APPENDIX 1. OPLOSSING VAN HET MILLS-MUTH MODEL

Het volgende model van 10 relaties moet worden opgelost (1):

$$X_S(u) = A L(u)^\alpha K(u)^{1-\alpha} \quad /1/$$

$$x_d(u) = \frac{Bw}{p(u)} \quad /2/$$

$$X_D(u) = x_d(u) N(u) \quad /3/$$

$$X_D(u) = X_S(u) \quad /4/$$

$$R(u) = \frac{\alpha p(u) X_S(u)}{L(u)} \quad /5/$$

$$r = \frac{(1-\alpha)p(u)X_S(u)}{K(u)} \quad /6/$$

$$x_d(u)p'(u)+t = 0 \quad /7/$$

$$\int_{u_0}^{u_1} N(u)du = N \quad /8/$$

$$L(u) = \phi u \quad /9/$$

$$R(u_1) = \bar{R} \quad /10/$$

Uit /5/ en /6/ volgt: $L(u) = \frac{\alpha p(u)X_S(u)}{R(u)}$

$$K(u) = \frac{(1-\alpha)p(u)X_S(u)}{r}$$

Vullen we dit in in /1/:

(1) De berekeningen werden uitgevoerd voor $\theta_1=1$, $\theta_2=-1$.

$$X_S(u) = \frac{A\alpha^\alpha p(u)^\alpha X_S(u)^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha} p(u)^{1-\alpha} X_S(u)^{1-\alpha}}{r^{1-\alpha} R(u)^\alpha}$$

Lossen we hieruit $p(u)$ op:

$$p(u) = \{A \alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha}\}^{-1} r^{1-\alpha} R(u)^\alpha \quad /11/$$

en bijgevolg:

$$p'(u) = A^{-1} \left(\frac{\alpha r}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha} R(u)^{-\alpha} R'(u)$$

Vervangen we nu in de differentiaalvergelijking /7/ $p(u)$ en $p'(u)$ door de gevonden waarden:

$$BwA\alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha} r^{\alpha-1} R(u)^{-\alpha} A^{-1} \alpha^{1-\alpha} r^{1-\alpha} (1-\alpha)^{\alpha-1} R(u)^{\alpha-1} R'(u) + t = 0$$

$$\text{of } Bw\alpha R(u)^{-1} R'(u) + t = 0$$

$$\Rightarrow Bw\alpha R'(u) = -tR(u)$$

$$\Rightarrow Bw\alpha R'(u) + tR(u) = 0$$

$$\Rightarrow R'(u) + \frac{t}{\alpha Bw} R(u) = 0$$

We hebben nu de differentiaalvergelijking /7/ omgevormd tot een differentiaalvergelijking in $R(u)$. De oplossing hiervan luidt(1):

$$R(u) = c e^{-\frac{t}{\alpha Bw} u}$$

waarbij c een willekeurige constante voorstelt.

Gebruik van de initiële voorwaarde $R(u_1) = \bar{R}$ geeft echter:

$$\bar{R} = c e^{-\frac{t}{\alpha Bw} u_1}$$

$$\text{of } c = \bar{R} e^{\frac{t}{\alpha Bw} u_1}$$

(1) CODDINGTON, E.A., An introduction to ordinary differential equations, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, 1961, blz.39-41.

De oplossing wordt dus uiteindelijk:

$$R(u) = \bar{R} e^{\frac{t}{\alpha Bw}} (u_1^{-u})$$

Alle andere onbekende functies zijn nu eenvoudig af te leiden:

We vonden in /11/ reeds:

$$\begin{aligned} p(u) &= \{A\alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha}\}^{-1} r^{1-\alpha} R(u)^\alpha \\ &= KR(u)^\alpha \end{aligned}$$

Bijgevolg wordt:

$$x_d(u) = \frac{Bw}{p(u)} = BwK^{-1} \{R(u)^\alpha\}^{-1}$$

Uit /4/, /5/ en /9/ volgt:

$$X_D(u) = X_S(u) = \frac{L(u)R(u)}{\alpha p(u)} = \frac{\phi u R(u)}{\alpha KR(u)^\alpha} = \frac{\phi u}{\alpha K} R(u)^{1-\alpha}$$

Uit /3/ volgt

$$\begin{aligned} N(u) &= \frac{X_D(u)}{x_d(u)} = \phi u \alpha^{-1} K^{-1} R(u)^{1-\alpha} B^{-1} w^{-1} K R(u)^\alpha \\ &= \frac{\phi u}{\alpha Bw} R(u) \end{aligned}$$

Ten slotte wordt $K(u)$ gevonden uit /6/:

$$K(u) = \frac{(1-\alpha)p(u)X_S(u)}{r} = \frac{1-\alpha}{\alpha r} \phi u R(u)$$

Alle onbekende functies werden gevonden. De stadsgrootte u_1 moet worden bepaald uit /8/:

$$\int_{u_0}^{u_1} N(u) du = N$$

of

$$\int_{u_0}^{u_1} \frac{\phi \bar{R} u}{\alpha B w} e^{\frac{t}{\alpha B w} (u_1 - u)} du = N$$

De integraal in het linkerlid kan worden opgelost door partiële integratie. De oplossing ziet eruit als volgt:

$$\frac{\phi \bar{R} \alpha B w}{t^2} \left\{ e^{\frac{t}{\alpha B w} (u_1 - u_0)} \left(1 + u_0 \frac{t}{\alpha B w} \right) - \left(1 + \frac{t u_1}{\alpha B w} \right) \right\}$$

Stelt men deze uitdrukking gelijk aan N, dan kan men de stadsgrootte u_1 iteratief bepalen.

APPENDIX 2. BEREKENING VAN DENSITEITSFUNCTIES

1. Procedure

De bedoeling is de parameters D en γ te bepalen van volgende densiteitsfunctie:

$$D(u) = D e^{-\gamma u} \quad /1/$$

We veronderstellen dat zowel kernstad als agglomeratie cirkelvormig zijn met respectievelijk stralen k_1 en k_2 (1). We nemen verder volgende notatie aan:

N_1 : bevolking van de kernstad

N_2 : bevolking van de agglomeratie

$N(u)$: bevolking op een afstand u van het centrum.

Volgende relaties liggen voor de hand:

$$N_1 = \int_0^{k_1} N(u) du \quad /2/$$

$$N_2 = \int_0^{k_2} N(u) du \quad /3/$$

Anderzijds geldt, rekening houdend met onze hypothese i.v.m. de

(1) Slechts één Belgische stad voldoet min of meer aan het stadsbeeld zoals het werd beschreven in het theoretisch Mills-Muth model, nl. Brussel. Ten gevolge van zijn ruime Belgische en Europese administratieve en hoofdstedelijke functies is immers een bijna onbewoond centraal commercieel district ontstaan. Bij de berekening van de densiteitsfuncties voor Brussel werd dan ook met 3 stralen rekening gehouden: straal van het CCD, straal van de kernstad en straal van de agglomeratie. De licht gewijzigde procedure wordt verder nog kort behandeld onder afdeling 2 van deze appendix.

vorm der steden (1):

$$N(u) = 2\pi uD(u)$$

Bijgevolg kunnen we /2/ en /3/ schrijven als:

$$N_1 = 2\pi \int_0^{k_1} uD(u)du$$

$$N_2 = 2\pi \int_0^{k_2} uD(u)du$$

Vullen we hierin de densiteitsfunctie /1/ in en lossen we op door partiële integratie, dan vinden we:

$$N_1 = \frac{2\pi D}{\gamma^2} \{1 - (1+\gamma k_1)e^{-\gamma k_1}\} \quad /4/$$

$$N_2 = \frac{2\pi D}{\gamma^2} \{1 - (1+\gamma k_2)e^{-\gamma k_2}\} \quad /5/$$

De straal k_1 bepalen we zodanig dat de werkelijke stadsoppervlakte gelijk wordt aan de oppervlakte van de hypothetische cirkelvormige stad. Dit betekent concreet dat, indien O_1 de werkelijke stadsoppervlakte voorstelt, k_1 kan berekend worden uit:

$$O_1 = \pi k_1^2$$

of

$$k_1 = \sqrt{\frac{O_1}{\pi}}$$

Analoog geldt $k_2 = \sqrt{\frac{O_2}{\pi}}$, waarbij O_2 de oppervlakte van de agglomeratie symboliseert.

(1) We nemen aan dat de steden de vorm hebben van een volledige cirkel. Het is ook mogelijk te veronderstellen dat ze de vorm hebben van een cirkelsector. In dat geval wordt $N(u)=auD(u)$, waarbij $0 < a < 2\pi$. Om de verdere berekeningen uit te voeren, dient ofwel de fractie a ofwel de lengte van de stralen k_1 en k_2 a priori te worden bepaald.

Eens de stralen gekend, levert deling van /4/ door /5/ een niet-lineaire vergelijking met slechts 1 onbekende, nl. de gezochte parameter γ :

$$\frac{N_1}{N_2} = \frac{1 - (1+\gamma k_1)e^{-\gamma k_1}}{1 - (1+\gamma k_2)e^{-\gamma k_2}} \quad /6/$$

Mits het gebruik van een iteratieprocedure kan γ uit deze relatie worden opgelost (1). Ten slotte vindt men D uit /4/ of /5/:

$$D = \frac{\gamma^2 N_1}{2\pi\{1 - (1+\gamma k_1)e^{-\gamma k_1}\}} = \frac{\gamma^2 N_2}{2\pi\{1 - (1+\gamma k_2)e^{-\gamma k_2}\}} \quad /7/$$

De relaties /6/ en /7/ volstaan om voor elk jaar en elke stad de parameters D en γ te bepalen. De benodigde gegevens omvatten de oppervlaktes en bevolkingen van zowel kernstad als agglomeratie.

2. Aangepaste procedure voor Brussel

Aangezien Brussel over een werkelijk CCD beschikt, werd bij de berekening van D en γ de voorgaande procedure licht gewijzigd. We behouden dezelfde notatie als voorheen, maar voegen eraan toe:

k_0 : straal van de CCD (2).

Bovendien beschouwen we de functie D(u) slechts voor $u > k_0$.

De uitgangsrelaties worden nu:

$$N_1 = \int_{k_0}^{k_1} N(u) du$$

$$N_2 = \int_{k_0}^{k_2} N(u) du$$

(1) Zie v.b. CONTE, S.D. en DE BOOR, C., Elementary numerical analysis, McGraw-Hill, blz.25-50.

(2) Deze straal k_0 werd na het bestuderen van een gedetailleerd stadsplan bepaald op 1,5 km.

Via een volledig analoge redenering als voorheen vindt men:

$$\frac{N_1}{N_2} = \frac{e^{-\gamma k_0} (1 + \gamma k_0) - e^{-\gamma k_1} (1 + \gamma k_1)}{e^{-\gamma k_0} (1 + \gamma k_0) - e^{-\gamma k_2} (1 + \gamma k_2)}$$

en

$$D = \frac{\gamma^2 N_1}{2\pi \{e^{-\gamma k_0} (1 + \gamma k_0) - e^{-\gamma k_1} (1 + \gamma k_1)\}}$$

zodat D en γ kunnen worden bepaald (1).

(1) De parameter D is niet meer te interpreteren als de densiteit in het stadscentrum.

APPENDIX 3. BEREKENING VAN DE ELASTICITEITEN $\frac{dN}{dw} \frac{w}{N}$ en $\frac{dN}{dt} \frac{t}{N}$

We herinneren eraan dat de bevolking van het stadsgedeelte begrepen tussen de concentrische cirkels met willekeurige stralen u_1 en u_2 ($u_1 < u_2$) kan berekend worden als:

$$\begin{aligned} N_{u_1-u_2} &= \int_{u_1}^{u_2} N(u) du \\ &= \int_{u_1}^{u_2} 2\pi u D(u) du \\ &= 2\pi \int_{u_1}^{u_2} u D e^{-\gamma u} du \end{aligned}$$

Oplossing van de integraal geeft:

$$N_{u_1-u_2} = \frac{2\pi D}{\gamma^2} \{e^{-\gamma u_1} (1+\gamma u_1) - e^{-\gamma u_2} (1+\gamma u_2)\}$$

We hebben bovendien vastgesteld dat de waarden D en γ functie zijn van w en t :

$$D = D(w, t)$$

$$\gamma = \gamma(w, t)$$

De totale differentiaal $dN_{u_1-u_2}$ ziet er bijgevolg uit als (1):

$$dN_{u_1-u_2} = \frac{\partial N}{\partial D} \left(\frac{\partial D}{\partial w} dw + \frac{\partial D}{\partial t} dt \right) + \frac{\partial N}{\partial \gamma} \left(\frac{\partial \gamma}{\partial w} dw + \frac{\partial \gamma}{\partial t} dt \right)$$

(1) Om de notatie niet te verzwaren hebben we bij het noteren van partiële afgeleides de indices (u_1-u_2) weggelaten.

We gaan vooreerst enkel op zoek naar de invloed van een wijziging in w op $N_{u_1-u_2}$, m.a.w. we stellen $dt=0$. Dan geldt:

$$dN_{u_1-u_2} = \frac{\partial N}{\partial D} \left(\frac{\partial D}{\partial w} dw \right) + \frac{\partial N}{\partial \gamma} \left(\frac{\partial \gamma}{\partial w} dw \right) \quad /3/$$

De termen $\frac{\partial N}{\partial D}$ en $\frac{\partial N}{\partial \gamma}$ kunnen gemakkelijk worden afgeleid uit /1/.

Na berekening vindt men:

$$\frac{\partial N}{\partial D} = \frac{2\pi}{\gamma^2} \{ e^{-\gamma u_1} (1+\gamma u_1) - e^{-\gamma u_2} (1+\gamma u_2) \}$$

$$\frac{\partial N}{\partial \gamma} = -\frac{4\pi D}{\gamma^3} \{ e^{-\gamma u_1} (1+\gamma u_1) - e^{-\gamma u_2} (1+\gamma u_2) \} + \frac{2\pi D}{\gamma} (u_2^2 e^{-\gamma u_2} - u_1^2 e^{-\gamma u_1})$$

Vullen we deze waarden in /3/ in en delen we beide leden door $N_{u_1-u_2}$ dan wordt het resultaat

$$\frac{dN_{u_1-u_2}}{N_{u_1-u_2}} = \frac{1}{D} \left(\frac{\partial D}{\partial w} dw \right) + \left\{ -\frac{2}{\gamma} + \frac{\gamma (u_2^2 e^{-\gamma u_2} - u_1^2 e^{-\gamma u_1})}{e^{-\gamma u_1} (1+\gamma u_1) - e^{-\gamma u_2} (1+\gamma u_2)} \right\} \left(\frac{\partial \gamma}{\partial w} dw \right)$$

Delen we nu beide leden door dw en vermenigvuldigen we met w , dan bekomen we de inkomenselasticiteit van de bevolking $N_{u_1-u_2}$:

$$\frac{dN_{u_1-u_2}}{dw} \frac{w}{N_{u_1-u_2}} = \frac{\partial D}{\partial w} \frac{w}{D} - 2 \frac{\partial \gamma}{\partial w} \frac{w}{\gamma} + \frac{\partial \gamma}{\partial w} \frac{w}{\gamma} \left\{ \frac{\gamma (u_2^2 e^{-\gamma u_2} - u_1^2 e^{-\gamma u_1})}{e^{-\gamma u_1} (1+\gamma u_1) - e^{-\gamma u_2} (1+\gamma u_2)} \right\} \quad /4/$$

Deze uitdrukking laat toe het effect te evalueren van een wijziging van de reële inkomens op de bevolking tussen willekeurige concentrische cirkels met stralen u_1 en u_2 .

Volledig analoog kan de elasticiteit m.b.t. de transportkosten worden gevonden. Daartoe volstaat het in /2/ $dw=0$ te stellen. Na een volledig gelijklopende redenering vindt men:

$$\frac{dN_{u_1-u_2}}{dt} = \frac{\partial D}{\partial t} \frac{t}{D} - 2 \frac{\partial \gamma}{\partial t} \frac{t}{\gamma} + \frac{\partial \gamma}{\partial t} \frac{t}{\gamma} \frac{\gamma^2 (u_2^2 e^{-\gamma u_2} - u_1^2 e^{-\gamma u_1})}{e^{-\gamma u_1} (1+\gamma u_1) - e^{-\gamma u_2} (1+\gamma u_2)} \quad /5/$$

We willen zowel een aanduiding van de "gemiddelde" elasticiteit over de periode 1930-1976 als de elasticiteit in het meest recente jaar, nl. 1976. Van beide berekeningen volgt nu een illustratief voorbeeld.

1. "gemiddelde" elasticiteit

We beschikken door het uitvoeren van de logaritmische regressies over de constante elasticiteiten $\frac{\partial D}{\partial w} \frac{w}{D}$, $\frac{\partial D}{\partial t} \frac{t}{D}$, $\frac{\partial \gamma}{\partial w} \frac{w}{\gamma}$ en $\frac{\partial \gamma}{\partial t} \frac{t}{\gamma}$. Vullen we deze waarden samen met een gemiddelde γ -waarde (periode 1930-1976) in /4/ en /5/ in, dan hebben we een aanduiding van de gemiddelde inkomens- en transportkostenelasticiteiten over de periode 1930-1976. Ter illustratie berekenen we de gemiddelde inkomenselasticiteit van de bevolking van de kernstad te Antwerpen. In /4/ vullen we volgende waarden in:

$$\frac{\partial D}{\partial w} \frac{w}{D} = - 0,553$$

$$\frac{\partial \gamma}{\partial w} \frac{w}{\gamma} = - 0,412$$

$$\bar{\gamma} = 0,2993 \quad (\text{gemiddelde periode 1930-1976})$$

$$u_1 = 0 \text{ km}$$

$$u_2 = 3,45 \text{ km} \quad (\text{staal kernstad})$$

We vinden:

$$\begin{aligned}\frac{dN}{dw} \frac{w}{N} &= -0,553 - 2(-0,412) - 0,412(1,37) \\ &= -0,30\end{aligned}$$

2. Elasticiteit anno 1976

Door gebruik te maken van de lineaire regressieresultaten zijn we in staat de variabele elasticiteiten $\frac{\partial D}{\partial w} \frac{w}{D}$, $\frac{\partial D}{\partial t} \frac{t}{D}$, $\frac{\partial \gamma}{\partial w} \frac{w}{\gamma}$, en $\frac{\partial \gamma}{\partial t} \frac{t}{\gamma}$ te evalueren in het jaar 1976. De coëfficiënten van de lineaire regressies zijn immers niets anders dan $\frac{\partial D}{\partial w}$, $\frac{\partial D}{\partial t}$, $\frac{\partial \gamma}{\partial w}$ en $\frac{\partial \gamma}{\partial t}$. Invullen van de waarden w , t , D en γ voor 1976 laat ons dus toe de inkomens- en transportkostenelasticiteiten te waarderen in 1976. Als voorbeeld nemen we opnieuw de inkomenselasticiteit van de bevolking van Antwerpen-kernstad. In /4/ vullen we in:

$$\frac{\partial D}{\partial w} \frac{w}{D} = -7499 \times \frac{1,3698}{9306} = -1,10$$

$$\frac{\partial \gamma}{\partial w} \frac{w}{\gamma} = -0,137 \times \frac{1,3698}{0,2523} = -0,74$$

$$\gamma = 0,2523 \quad (\gamma\text{-waarde 1976})$$

$$u_1 = 0$$

$$u_2 = 3,45 \quad (\text{straal kernstad})$$

We vinden:

$$\begin{aligned}\frac{dN}{dw} \frac{w}{N} &= -1,1 - 2(-0,74) - 0,74(1,46) \\ &= -0,70\end{aligned}$$

BIBLIOGRAFIE

- BLEICHER H., Statistische Beschreibung der Stad Frankfurt am Main und ihrer Bevolkerung, Frankfurt am Main, 1892;
- BUSSCHAERT J. & VAN BROEKHOVEN E., The cost of time and the demand for passenger transportation, SESO-werknota 7312/851, 1973.
- CONTE S.D. & DE BOOR C., Elementary numerical analysis, McGraw-Hill, Tokyo, 1972.
- EDNONSTON B. & DAVIES O., Interpreting the negative exponential density gradient, Journal of the Royal Statistical Society, series A., vol.141, 2, 1978.
- GREENE D.L. & BARNBROCK J. A note on problems in estimating exponential urban density models, Journal of Urban Economics, 5, 1978, blz.285-290.
- GREY A., The policy implication of housing forecasts, PTRC, Warwick, 1978.
- KAU J.B. & LEE C.F., A random coefficient model to estimate a stochastic density gradient, Regional Science and Urban Economics, maart 1977, blz.169-178.
- KEMPER P. & SCHMENNER R., The density gradient for manufacturing industry, Journal of Urban Economics, 1, 1974, blz.410-427.
- MANNERS G., The office in metropolis: an opportunity for shaping metropolitan America, Economic Geography, april 1974, blz.93-109.
- MEYER J., KAIN J. & WOHL M., The urban transportation problem, Harvard University Press, Cambridge, Massachussetts, 1965.
- MILLS E.S., Studies in the structure of the urban economy, The John Hopkins Press, Londen, 1972.
- MILLS E.S., Urban Economics, Scott, Foresman and Company, Glenview, Illinois, 1972.
- MITCHELL B.R., European historical statistics, 1750-1970, The Macmillan Press, Londen, 1975.
- MOGRIDGE M.J.H., Some thoughts on the economics of intra-urban spatial location of homes, worker residences and workplaces, CES-paper, Londen, febr.1974.
- MUTH R., Cities and housing, University of Chicago Press, Chicago, 1969.

- NONNEMAN W., BELLENS R. & CLAESSENS E., Onderzoek naar de economische verantwoording van het aanleggen van een Noord-Zuidverbinding te Antwerpen, SESO, 1977.
- RICHARDSON H.W., A note on the dynamics of population density gradients, The Annals of Regional Science, nov.1976, blz.15-19.
- STRASZHEIM M.R., Econometric issues in interpreting Mills density gradients, Journal of Urban Economics, 1974, blz.445-448.
- WEINBERG D.H., Toward a simultaneous model of intraurban household mobility, NBER, nr.4, 1977.
- WILSON J.Q. (ed.), The metropolitan enigma, Doubleday & Company, New York, 1970.
- ZAHAVI Y., Can transport policy decisions change travel and urban structure? PTRC, Warwick, 1978.