



Räumlicher Wettbewerb

{Slade, Margaret E. (2004): The Role of Economic Space in Decision Making, Annales d'Economie et de Statistique}

{Joris Pinkse et al.: Spatial Price Competition: A Semiparametric Approach, Econometrica, Vol. 70, No. 3. (May, 2002)}

Michael Stastny
<http://www.economist.at>



Soziale und räumliche Interaktion



Reaktionsfunktion:

$$y_i \equiv R(y_{-i}, x_i)$$

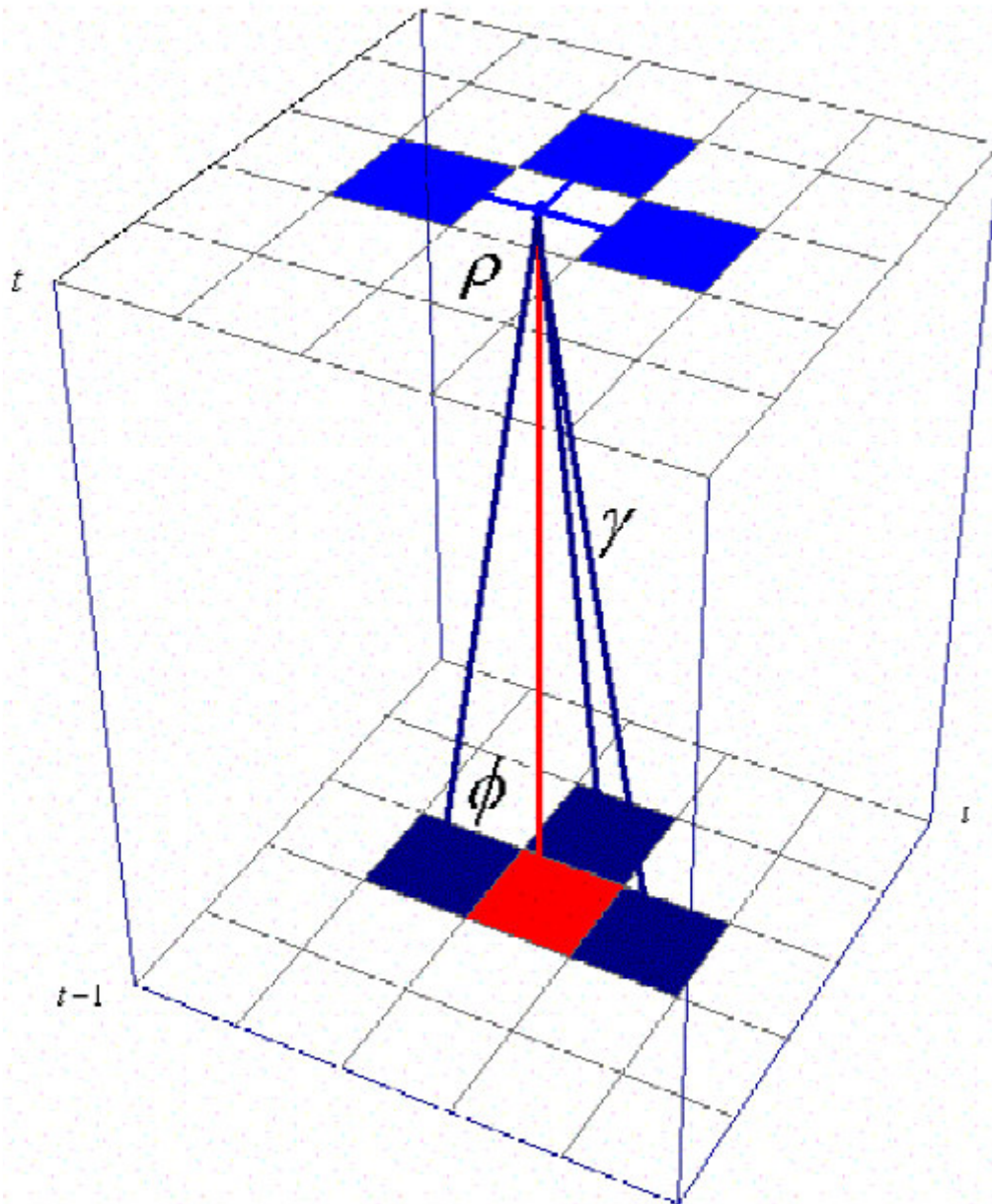
Regressionsmodell:

$$y_i = g(y_{-i}, \theta) + f(x_i, \beta) + \varepsilon_i$$

Mögliche Spezifikation:

$$y_i = \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} y_j + x_i' \beta + \varepsilon_i$$

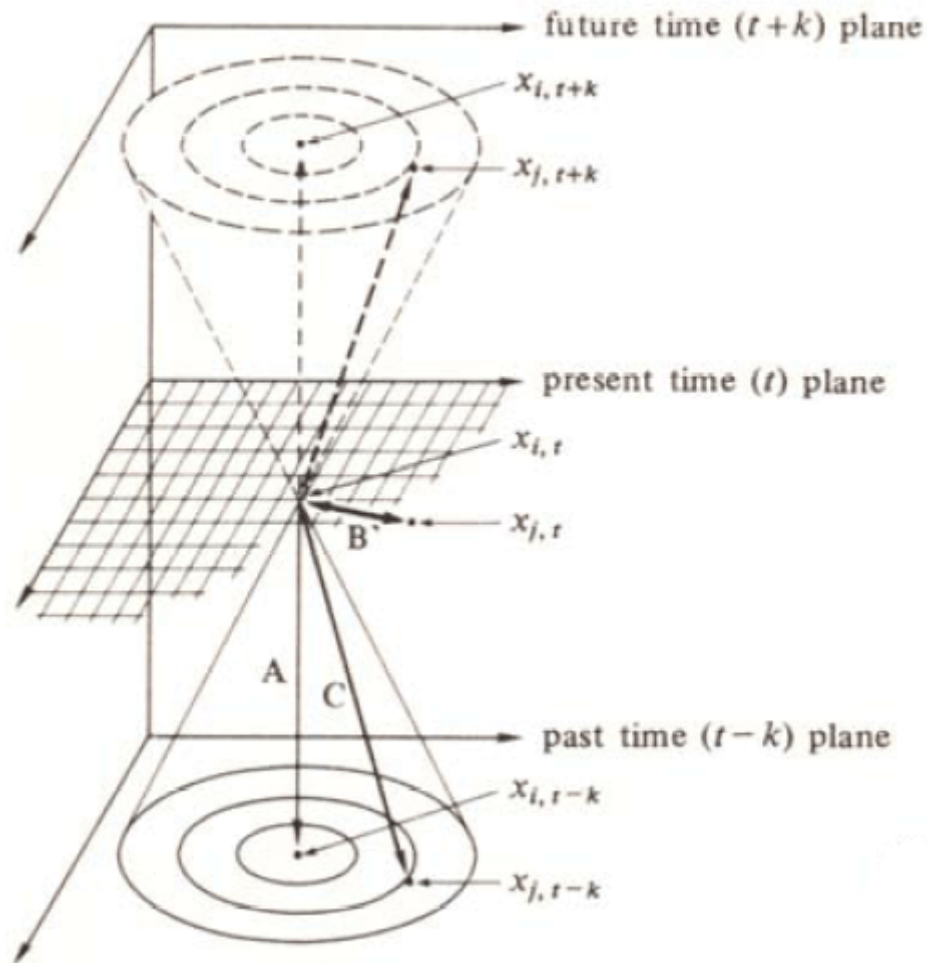
Räumliche Korrelation



$$y_{it} = \phi y_{it-1} + \rho [Wy_t]_i + \gamma [Wy_{t-1}]_i + \varepsilon_{it}$$

- Abhängigkeit bezieht sich bei
- ϕ auf zeitverzögerte Werte der selben Einheit (i)
 - ρ auf benachbarte Werte zum Zeitpunkt t, und bei
 - γ auf benachbarte Werte zum Zeitpunkt t-1.

Raum-Zeit Kegel (Cliff and Ord)



- A: zeitlich-autoregressive Komponente
- B: räumlich-autoregressive Komponente
- C: beides

Unterschiede zwischen Raum und Zeit



- Zeit ist eindimensional, geographischer Raum ist zweidimensional und charakteristischer Raum kann mehrdimensional sein.
- Zeit fließt nur in eine Richtung. Bereits in einer linearen räumlichen Welt können die Bewohner in zwei Richtungen reisen.
- Bei zeitlichen Beobachtungen ist der Abstand der Messung (täglich, wöchentlich, ...) meist konstant. Ökonomische Aktivität ist selten "gleichverteilt" im Raum.

Ein räumliches Modell



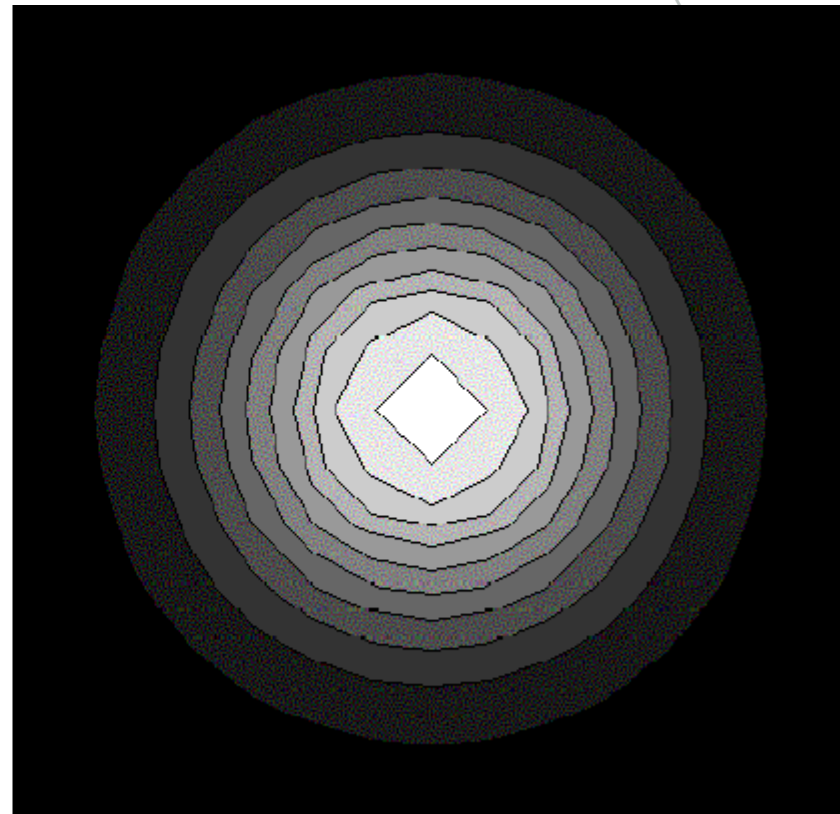
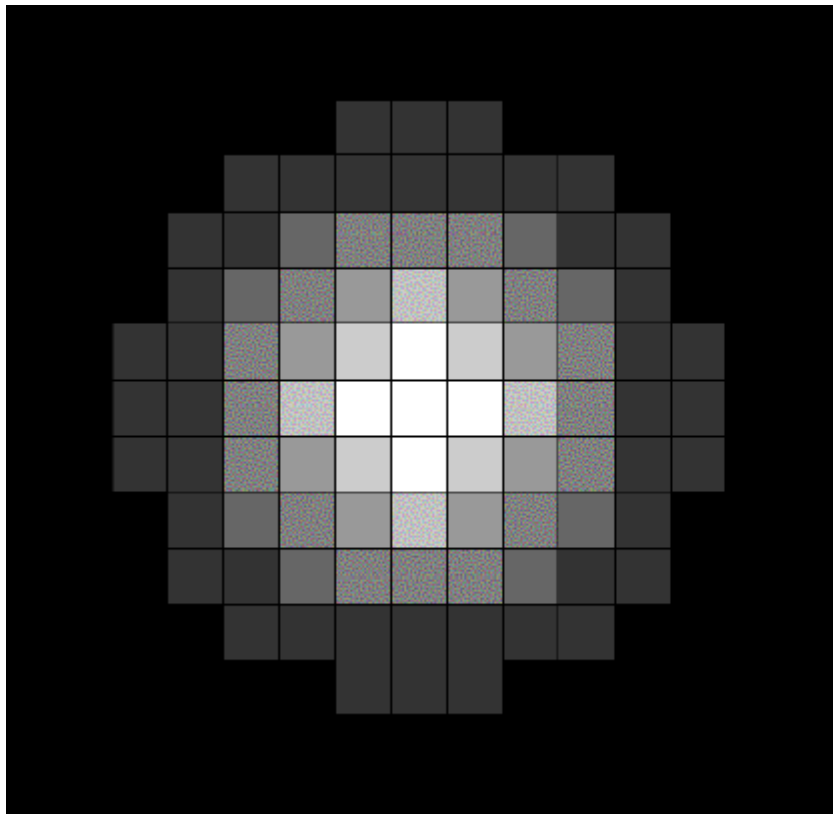
$$y_i = \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} y_j + \sum_{j=1}^n b_{ij} x_j + u_i \quad u_i = \sum_{j \neq i} \gamma_{ij} u_j + \varepsilon_i$$

$$y = \rho W y + B x + u \quad u = \Gamma u + \varepsilon$$

$$w_{ij} = \begin{cases} f(d_{ij}), f'(d_{ij}) < 0 & \text{falls } i \neq j \\ 0 & \text{falls } i = j \end{cases}$$

$$\text{Bsp.: } f(d_{ij}) = K e^{-\frac{d_{ij}}{c}} \quad K, c \text{ sind Normierungskonstante}$$

Abklingende Raumkorrelation



Globale räumliche Autokorrelation



$$u = \rho W u + \varepsilon \quad \varepsilon \sim iid(0, \sigma^2)$$

Falls $|\rho| < 1$ (und W reihen- oder maximum-reihen-normalisiert ist), existiert der räumliche Multiplikator:

$$u = (I - \rho W)^{-1} \varepsilon$$

$$Cov(uu') = \sigma^2 (I - \rho W)^{-1} (I - \rho W)^{-1'}$$

$$(I - \rho W)^{-1} = I + \rho W + \rho^2 W^2 + \dots$$

Likelihood :: Generelles Modell



$$y = \rho W_1 y + X\beta + \varepsilon$$

$$\varepsilon = \lambda W_2 \varepsilon + \kappa$$

$$\kappa \sim N(0, \Omega) \quad \Omega_{ii} = h_i(\mathbf{z}\alpha) \quad h_i > 0$$

$$\theta = [\rho, \beta', \lambda, \sigma^2, \alpha']$$

$$(I - \rho W_1)y = Ay = X\beta + \varepsilon$$

$$(I - \lambda W_2)\varepsilon = B\varepsilon = \kappa$$

$$E[\kappa\kappa'] = \Omega \rightarrow \exists v = \Omega^{-\frac{1}{2}}\kappa \Rightarrow \kappa = \Omega^{-\frac{1}{2}}v$$

Generelles Modell cont'd



$$\varepsilon = (I - \lambda W_2)^{-1} \kappa = B^{-1} \Omega^{\frac{1}{2}} \nu$$

$$(I - \rho W_1)y = Ay = X\beta + B^{-1} \Omega^{\frac{1}{2}} \nu$$

$$\nu = \Omega^{-\frac{1}{2}} B(Ay - X\beta)$$

$$\nu = \Omega^{-\frac{1}{2}} (I - \lambda W_2)((I - \rho W_1)y - X\beta)$$

$$f(y, X, \theta) = \nu$$

Generelles Modell cont'd



Da v nicht beobachtet werden kann, muss die Likelihoodfunktion auf y basieren. Die Jakobische lautet:

$$J = \det\left(\frac{\partial v}{\partial y}\right) = \det\left(\frac{\partial(\Omega^{-\frac{1}{2}}(I - \lambda W_2)((I - \rho W_1)y - X\beta))}{\partial y}\right)$$

$$J = |\Omega^{-\frac{1}{2}}| |I - \lambda W_2| |I - \rho W_1|$$

$$\Rightarrow L = -\frac{N}{2} \ln(\pi) - \frac{1}{2} \ln |\Omega| + \ln |I - \lambda W_2| + \ln |I - \rho W_1| - \frac{1}{2} v'v$$

$$v'v = ((I - \rho W)y - X\beta)'(I - \lambda W_2)'\Omega^{-1}(I - \lambda W_2)(I - \rho W)y - X\beta)$$

Räumliche Produktdifferenzierung I



Bertrand Wettbewerb in differenzierten Produkten: Die Nachfrage nach Benzin ist räumlich differenziert. Jedes Outlet i verkauft x_i Liter zum Preis von p_i gemäß folgender Nachfragefunktion (via Hotelling's Lemma):

$$x_i = \frac{\partial \Pi}{\partial p_i} = a_i + \sum_j^N (b_{ij}^1 p_j + b_{ij}^4 y_j)$$

y_j stellt spezifische Produkt- und Nachfrageeigenschaften dar. Die Grenzkosten sind c_i . Die Reaktionsfunktion von Terminal i kann durch

$$\max_{p_i} (p_i - c_i) \left(a_i + \sum_j^N (b_{ij}^1 p_j + b_{ij}^4 y_j) \right) - \text{Fixkosten}_i \quad \text{abgeleitet werden.}$$

$$p_i = R_i(p_{-i}) = \frac{1}{-2b_{ii}^1} \left(a_i - c_i b_{ii} + \sum_{j \neq i} b_{ij}^1 p_j + \sum_j^N b_{ij}^4 y_j \right)$$

Räumliche Produktdifferenzierung II



$$p_i = R_i(p_{-i}) = \frac{1}{-2b_{ii}^1} \left(a_i - c_i b_{ii} + \sum_{j \neq i} b_{ij}^1 p_j + \sum_j^N b_{ij}^4 y_j \right)$$

$$\frac{b_{ij}^1}{-2b_{ii}^1} :$$

Steigung der Beste-Antwort-Funktionen proportional zu “diversion ratios”. Es kann angenommen werden, dass sie eine Funktion der räumlichen Nähe von Produkt i zu Produkt j sind [$f(d_{ij})$].

y, c :

Diese “Interzept”-Variable werden in nationale, regionale und lokale Größen zerlegt. y kann z.B. BIP Wachstumsraten, Populationsgrößen, Pro-Kopf-Einkommen, etc. enthalten.

Räumliche Produktdifferenzierung II



Sei X eine Matrix von beobachteten Nachfrage- und Kosten-
größen. Dann kann das Gleichungssystem folgendermaßen
angeschrieben werden:

$$p = R(p) = A + Gp + X\beta + u,$$

wobei A als “random effect” behandelt wird. Die Matrix $G = (g_{ij})$ hat
Diagonalelemente gleich Null; Nicht-diagonal-Elemente müssen
geschätzt werden. Da für die Substitutions- und wettbewerbs-
bezogenen Interaktionseffekte a priori so wenig Struktur wie möglich
vorgegeben werden soll, wird $g(\cdot)$ semi-parametrisch geschätzt.

Datenmaterial



Das Datenset besteht aus einem Querschnitt von 305 Terminals aus 48 US-Bundesstaaten. Die Größen (exkl. Preis) in der Tabelle messen Nachfrage-, Kosten- und Marktstrukturfaktoren.

	Unbranded Rack Price (<i>PRICE</i>) ¢/gallon	Spot Price (<i>SPOT</i>) ¢/gallon	Changes in Stocks (<i>STOCK</i>) % change	Population (<i>POP</i>) 10 ⁶ people	Household Income (<i>INC</i>) 10 ³ \$/year	Annual Wage (<i>WAGE</i>) 10 ³ \$/year	Number of Competitors (<i>NCOMP</i>) Firms selling unleaded at own terminal	Average Branded Price (<i>BRPRICE</i>) ¢/gallon	MTBE (<i>MTBE</i>) Dummy Variable
Mean	57.53	55.45	0.26	0.41	30.47	23.62	12.35	60.16	0.03
S.D.	6.08	4.81	2.03	1.14	5.61	3.43	6.30	5.88	0.17
Minimum	49.25	48.05	-2.42	0.0003	17.83	16.58	1.00	52.15	0.00
Maximum	73.00	59.75	4.27	11.40	59.99	38.80	30.00	74.49	1.00

Preis **Erklärende Größen**

Metrik



Für die Schätzung müssen die Elemente des Distanzvektors d bestimmt werden, wobei jedes Element dieses Vektors eine $n \times n$ Matrix mit dem typischen Element ij darstellt.

Beispiel für ein Maß:

Exogenous Common Boundary (CBX): Elemente dieser Matrix haben den Wert 1 falls i und j eine gemeinsame Grenze besitzen, ansonsten 0. Grenzen stellen diejenigen Kunden dar, die genauso weit von Terminal i wie zu einem x -beliegen anderen Terminal entfernt sind.

Metrik cont'd:



Endogenous Common Boundary (CBP):

Grenze:

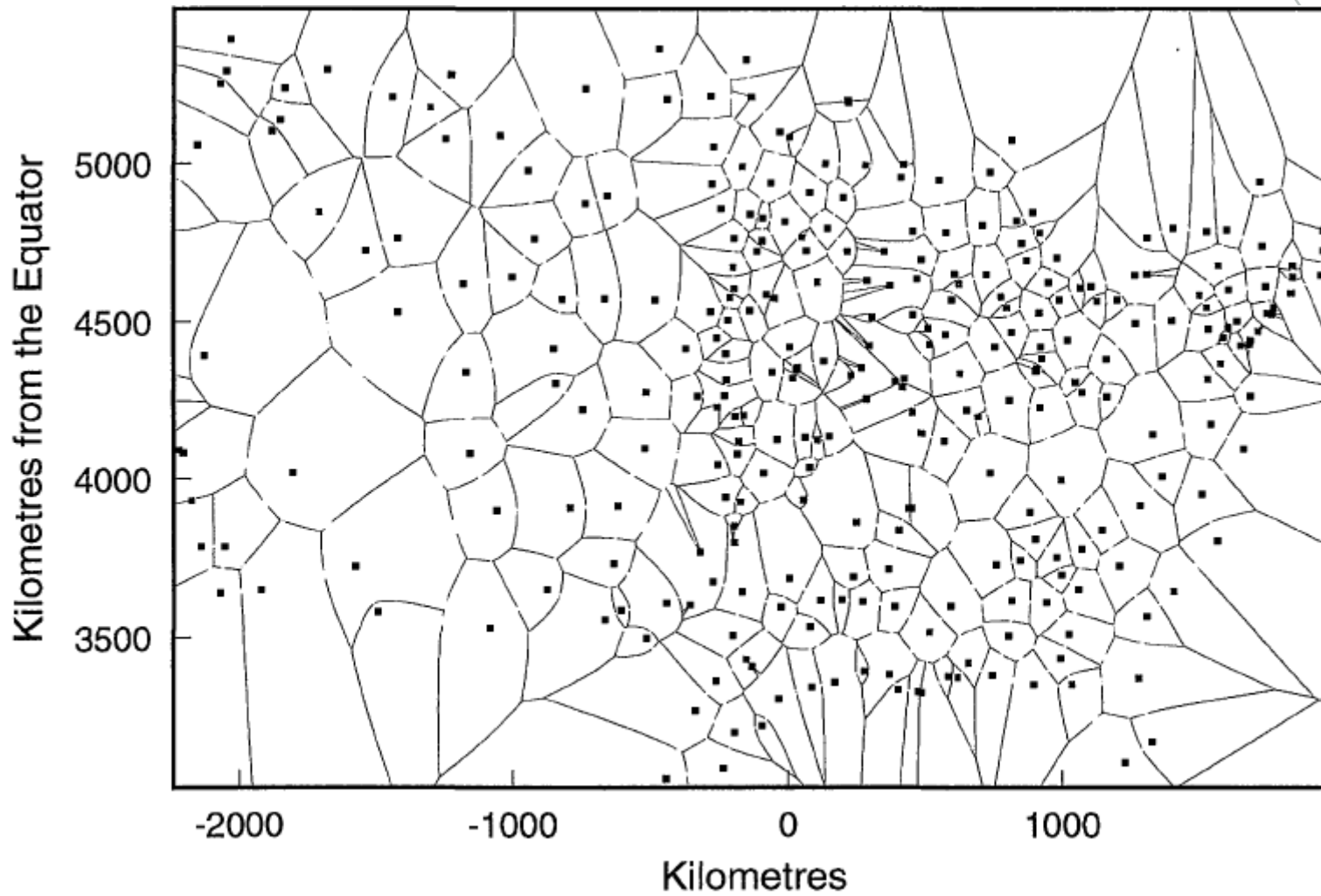
$$p_i + \tau \times EU_{1ij} = p_j + \tau \times EU_{2ij}$$

$$EU_{1ij} + EU_{2ij} = EU_{ij}$$

EU_{ij} = Euklidische Distanz zwischen i und j

τ = (Lineare) Transportkosten

Endogene Marktgrenzen



Konstruktion der Instrumente

Problem: Die Preise von den Konkurrenten können aus zwei Gründen endogen sein: Sie sind gewichtete Durchschnitte von Preisen und sowohl die Gewichte als auch die Preise könnten endogen sein.



Lösung: IV-Schätzer

Beispiel: Instrumentalvariable: CBP

Instrumente: $CBX*POP$, $CBX*INC$

Anmerkung: Exogene Größen werden sowohl als reine Regressoren als auch als Zutat für Instrumente verwendet.

Semiparametrische Schätzung



Für alle Spezifikationen von $G(d)$ wurden Polynome der fünften Ordnung verwendet.

Generelles Ergebnis: Fast ausschließlich lokaler Wettbewerb!

Price Response for
Endogenous Common Boundary Neighbors (CBP)

