1675
TEXTO PARA DISCUSSÃO

ipea

QUANTIFICANDO A CENTRALIDADE URBANA: UMA PROPOSTA DE ÍNDICE SIMPLES E COMPARAÇÃO INTERNACIONAL

Rafael Henrique Moraes Pereira
Vanessa Nadalin
Leonardo Monasterio
Pedro Henrique Melo Albuquerque

ipea 47 anos
Por um Brasil desenvolvido

1675

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Rio de Janeiro, novembro de 2011

QUANTIFICANDO A CENTRALIDADE URBANA: UMA PROPOSTA DE ÍNDICE SIMPLES E COMPARAÇÃO INTERNACIONAL*

Rafael Henrique Moraes Pereira**
Vanessa Nadalin**
Leonardo Monasterio***
Pedro Henrique Melo Albuquerque****

* Os autores gostariam de agradecer a Anne Aguilera, Olivier Bonin e à equipe do Laboratoire Ville Mobilité Transport (LVTM) pela colaboração com as estatísticas e cartogramas de Paris.
** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur) do Ipea.
*** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Dirur/Ipea e bolsista do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).
**** Pesquisador visitante da Dirur/Ipea e professor assistente no Departamento de Administração da Universidade de Brasília (UnB).

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República
Ministro Wellington Moreira Franco

ipea **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente
Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Geová Parente Farias

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais, Substituto
Marcos Antonio Macedo Cintra

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
Alexandre de Ávila Gomide

Diretora de Estudos e Políticas Macroeconômicas
Vanessa Petrelli Corrêa

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Francisco de Assis Costa

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura, Substituto
Carlos Eduardo Fernandez da Silveira

Diretor de Estudos e Políticas Sociais
Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete
Fabio de Sá e Silva

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação
Daniel Castro

URL: http://www.ipea.gov.br
Ouvidoria: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

ISSN 1415-4765

JEL: R10, R12, R14, N90

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA: MONO E POLICENTRALIDADE 8

3 UCI 16

4 ESTUDOS DE CASO: PITTSBURGH, LOS ANGELES, SÃO PAULO E PARIS 23

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS 31

REFERÊNCIAS 33

SINOPSE

Este estudo introduz uma nova medida de centralidade urbana, que identifica estruturas urbanas distintas devido a diferentes configurações espaciais de empregos e população residente. O Índice de Centralidade Urbana (UCI) proposto é uma extensão do índice de Separação Espacial (MIDELFART-KNARVIK *et al.*, 2000). Esta adaptação serviu ao propósito de analisar mais detalhadamente a estrutura urbana, de maneira a considerar uma escala de centralidade variando da monocentralidade extrema à policentralidade extrema, em vez de considerar o fenômeno como uma questão binária: monocentralidade ou policentralidade. Além disso, o índice proposto pode ser aplicado para diferentes áreas urbanas, e seu método de cálculo permite a comparação entre elas, apesar de suas diferenças em termos de forma e tamanho. Ele também pode ser utilizado para outras variáveis de interesse, como o número de viagens produzidas. As propriedades do índice são ilustradas na aplicação para conjuntos de dados artificiais. Esses resultados são comparados aos de outras medidas similares propostas pela literatura prévia. O índice é então aplicado à estrutura urbana de quatro regiões metropolitanas: Pittsburgh, Los Angeles, São Paulo e Paris. Os resultados também são comparados a outras medidas de aglomeração espacial como os índices de Moran global e local e as estimativas de gradientes de densidade.

ABSTRACT[i]

This study introduces a new measure of urban centrality. It identifies distinct urban structures from different spatial patterns of jobs and resident population. The proposed urban centrality index constitutes an extension to the spatial separation index (MIDELFART-KNARVIK et al., 2000). It is suggested that urban structure should be more accurately analyzed when considering a centrality scale (varying from extreme monocentricity to extreme polycentricity) rather than being considered as a binary variable (monocentric or polycentric). The proposed index controls for differences in size and shape of the geographic areas for which data is available and can be calculated using different variables such as employment and population densities or trip generation rates. The properties of the index are illustrated in simulated artificial data sets. Simulation results for hypothesized urban forms are compared to other similar measures proposed

i. *The versions in English of the abstracts of this series have not been edited by Ipea's editorial department.*
As versões em língua inglesa das sinopses (*abstracts*) desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea.

by previous literature. The index is then applied to the urban structure of four different Metropolitan Areas: Pittsburgh and Los Angeles in the United States, São Paulo in Brazil and Paris, France, comparing to other traditional spatial agglomeration measures such as global and local Moran's I, and density gradients estimations.

1 INTRODUÇÃO

Cada cidade, em cada momento de sua história, apresenta um padrão espacial. Seria possível sintetizar uma das características desse padrão espacial, como o seu grau de centralidade, em um único indicador? Esse é o desafio deste estudo. A mensuração do grau de centralidade de uma cidade se faz necessária na medida em que essa dimensão está relacionada com importantes questões urbanas, como: a eficiência dos sistemas de transportes e os padrões de deslocamento nas cidades (LEVTSON; KUMAR, 1997; GIULIANO; NARAYAN, 2003; BERTAUD, 2004; SCHWANEN; DIELEMAN; DIJST, 2004; AGUILERA, 2005), poluição do ar (BERTAUD; LEFRÈVE; YUEN, 2009), eficiência no consumo energético e estrutura urbana em geral (SHIM *et al*., 2006).

Uma das diretrizes da política de mobilidade urbana proposta pelo atual governo federal brasileiro é apoiar as políticas e planos diretores municipais que favoreçam uma melhor distribuição das atividades no território baseadas na multicentralidade e no adensamento urbano (BRASIL, 2004, p. 51-54). O Ministério das Cidades (MCidades) deixa clara sua posição ao afirmar que "(...) A formação e consolidação de subcentros urbanos, ou a multicentralidade, resulta na diminuição de viagens" (BRASIL, 2004, p. 63).

A revisão da literatura, contudo, mostra que não existe um consenso acerca da relação entre centralidade e eficiência urbana (por exemplo, de que cidades mais monocêntricas seriam menos eficientes). Tampouco existe um método único ou mais aceito para quantificar a estrutura espacial das cidades. Poucos estudos se utilizam de uma medida sintética para quantificar o grau de centralidade das aglomerações urbanas. Uma medida adequada de centralidade urbana é essencial para abordar as questões mencionadas anteriormente com base em análises empíricas e para orientar e avaliar as políticas públicas e planos diretores voltados para a reorientação da morfologia das cidades.

Este trabalho visa preencher esta lacuna ao propor uma nova medida de centralidade urbana. O indicador proposto é desenvolvido a partir do índice de Separação Espacial (MIDELFART-KNARVIK *et al*., 2000), originalmente pensado para mensurar a distribuição espacial da atividade industrial na União Europeia (UE). O índice de Centralidade Urbana – Urban Centrality Index (UCI), no original – aqui proposto é capaz de captar a diferença entre estruturas urbanas a partir da

distribuição espacial de suas atividades econômicas (empregos) no que diz respeito ao grau de monocentralidade ou policentralidade que uma área urbana pode assumir. Em vez de considerar a centralidade como uma questão binária (cidade monocêntrica ou policêntrica), sugere-se neste estudo que a estrutura urbana deva ser analisada de maneira mais adequada quando se considera uma escala de centralidade (que iria da máxima monocentralidade à máxima policentralidade). Como se verá mais adiante, o índice proposto pode ser aplicado para diferentes áreas urbanas, e seu método de cálculo permite a comparação entre elas, apesar das suas diferenças em termos de forma e tamanho.

Existe um consenso de que os centros e subcentros urbanos, como as próprias cidades, são formados a partir de tensões entre forças de aglomeração e de dispersão (como sugerido por ANAS; ARNOTT; SMALL, 1998; FUJITA; THISSE, 2002). Apesar desse consenso, existem várias maneiras de se definir os conceitos atinentes à morfologia urbana, em particular o grau de mono e policentralidade das cidades.

Este artigo apresenta uma revisão da literatura sobre o tema na seção 2. O UCI é abordado na seção 3, na qual também são apresentadas as propriedades do índice a partir de sua aplicação para um conjunto de dados artificiais. Esses resultados são comparados aos de outras medidas propostas pela literatura anterior. Na seção 4, o índice é então aplicado à estrutura urbana de quatro regiões metropolitanas (RMs): Pittsburgh, Los Angeles, São Paulo e Paris. Os resultados também são comparados a outras medidas de aglomeração espacial, como os índices de Moran global e local, e a estimativas de gradientes de densidade. A seção 5 apresenta as considerações finais.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA: MONO E POLICENTRALIDADE

No âmbito dos estudos urbanos, a questão da centralidade urbana tem sido abordada através da análise dos padrões espaciais da distribuição dos empregos e da população. Estes padrões têm sido tradicionalmente identificados mediante funções de densidade (ANAS; ARNOTT; SMALL, 1998). Estas funções sintetizam a informação disponível em apenas duas variáveis: a densidade e a distância dos diferentes valores de densidade em relação ao centro de negócios da cidade – *central business district* (CBD).

Clark (1951) foi um dos primeiros autores a introduzir funções de densidade de população urbana, embora sem apresentar um modelo formal. Ele estimou uma função exponencial negativa, na forma:

$$D(k) = D_0 e^{-D_1 k} \quad (1)$$

onde D (K) é a densidade da unidade de análise localizada em k unidades de distância do CBD; D_0 é a densidade no CBD; e D_1, o gradiente de densidade.

Essa forma funcional foi modificada por muitos outros estudos, na busca de um melhor ajuste à distribuição espacial das densidades observadas. Anderson (1982) utiliza *splines* cúbicos e McMillen (2001) usa uma forma flexível de Fourier, enquanto Griffith e Wong (2007) aplicam a distância de Minkowski, em vez da distância euclidiana, e uma função de potência negativa.

É importante notar que os resultados dessas funções de densidade estimadas são sensíveis à escala geográfica que se utiliza na definição das unidades espaciais de análise – isto é, o problema da Modifiable Areal Unit Problem (MAUP) mencionado por Anas, Arnott e Small (1998). McMillen (2001) também discute como lidar com unidades espaciais sem emprego ou população, fenômeno que pode ocorrer quando se lida com unidades espaciais pequenas.

O modelo de cidade monocêntrica (ALONSO, 1964) é uma das principais contribuições para estudos da função densidade. Por exemplo, uma função exponencial negativa pode ser derivada deste modelo, se forem respeitadas determinadas condições (BAUMONT; ERTUR; LE GALLO, 2004). A intuição é a de que as famílias enfrentam um *trade-off* entre o local de moradia e os custos de deslocamento ao trabalho. Essa é uma das mais robustas contribuições para entender a formação das estruturas urbanas. Embora ainda sejam dominantes em estudos de economia urbana, as críticas contra o modelo de cidade monocêntrica são bem conhecidas (ANAS; ARNOTT; SMALL, 1998). A partir dessas críticas, alguns modelos de cidades policêntricas têm sido desenvolvidos, tentando quebrar algumas de suas premissas mais heroicas. Fujita e Ogawa (1982), por exemplo, foram os primeiros a propor um modelo formal de cidade policêntrica, no qual as empresas e moradores decidem sua localização simultaneamente.

Em termos de estimativas empíricas de funções de densidade com o objetivo de identificar diferentes formas urbanas, os modelos econométricos utilizados não estão necessariamente ligados aos modelos teóricos. Como já foi dito, quando a estimativa inclui apenas a distância ao CBD, a função de densidade pode ser derivada do modelo de cidade monocêntrica de Alonso (1964). Já as estimações empíricas que incorporam os subcentros visando captar o padrão espacial de cidades policêntricas, por sua vez, não são derivadas do modelo teórico de cidades policêntricas anteriormente mencionado

Em geral, a estimação das funções de densidade para estruturas urbanas policêntricas é um procedimento em duas etapas. Como uma etapa preliminar, é necessário identificar os potenciais subcentros. Uma vez identificados, estes são incluídos na equação estimada. Aqueles com coeficientes significativos são então considerados como subcentros. Este procedimento se baseia na definição de um subcentro como a unidade que tem influência sobre a organização global de emprego ou população.

Outra característica de um subcentro é a de que o montante de empregos ou de população na unidade de análise é maior que a dos seus vizinhos. Para determinar a quantidade de empregos necessária para que uma área possa ser classificada como um subcentro, Giuliano e Small (1991) escolheram um ponto de corte de densidade de empregos. Segundo os autores, o conjunto de todas as unidades espaciais que compõem um subcentro deve ter pelo menos 10 mil trabalhadores por acre. Individualmente, cada unidade espacial deve ter uma densidade mínima de dez empregados por acre.

Anas, Arnott e Small (1998) alertam sobre a definição desses pontos de corte, que pode ser por demais arbitrária. MacMillen (2001) também acrescenta que este método depende excessivamente do conhecimento local. Em seu estudo, ele supera essa necessidade de conhecimento local por meio de uma estimativa não paramétrica da função de densidade. Esta função é suavizada pela utilização da regressão localmente ponderada, a partir da qual as unidades que apresentam resíduos positivos e significativos passam a ser consideradas como potenciais subcentros.

Outra forma de identificar subcentros é por meio de estatística espacial. Baumont, Ertur e Le Gallo (2004), por exemplo, fizeram uma análise exploratória de dados espaciais para lidar com a autocorrelação espacial e a heterogeneidade espacial dos dados. Eles usam a estatística Moran local para detectar *clusters* de emprego e de

densidade de empregos. Paez, Uchida e Miyamoto (2001) usam a versão local da estatística-G aplicada a valores de imóveis. Griffith e Wong (2007) também analisam a estatística-G local, mas aplicando-a a densidades de emprego.

Tsai (2005) ressalta a ideia de que as funções de densidade monocêntricas não descrevem bem os padrões de desenvolvimento espacialmente irregulares, como cidades com padrões de policêntricos ou quando o desenvolvimento irradia dos centros metropolitanos em diferentes direções. Mesmo quando as distâncias para subcentros são incorporadas nas funções de densidade, o padrão espacial resultante ainda é uma simplificação grosseira da realidade, que se resume em duas dimensões: distância de (sub) centros e densidade.

Griffith e Wong (2007) argumentam que a estimativa de funções de densidade não deve ignorar a dependência espacial das densidades. Eles justificam a existência de dependência espacial porque as cidades reais têm bairros, e um padrão espacial muito mais rico, que não poderia ser simplificado na variável distância ao CBD. Baumont, Ertur e Le Gallo (2004) já haviam detectado autocorrelação espacial nos termos de erro da estimativa monocêntrica e policêntrica de funções de densidade de emprego, e propõem que elas sejam estimadas usando métodos da econometria espacial. McMillen (2004), por sua vez, adverte que este tipo de autocorrelação é causado apenas por uma especificação ruim da forma funcional, incluindo uma identificação ruim dos subcentros. Portanto, uma boa forma funcional e uma boa identificação dos subcentros seriam suficientes para garantir resíduos sem autocorrelação espacial. Isso significa que, na visão de MacMillen, uma boa especificação da função de densidade é capaz de capturar todas as informações incorporadas na verdadeira estrutura espacial dos dados.

Poucos estudos apresentam uma medida sintética para quantificar o grau de centralidade das aglomerações urbanas. Com a recente expansão das técnicas de Sistemas de Informações Georreferenciadas (SIG), a questão da policentralidade urbana tem recebido mais atenção (ver RILEY; DRAVITZKI, 2004). Tais estudos separam o conceito de forma urbana em diferentes dimensões, que podem ser medidas por estatísticas diferentes.

2.1 MEDIDAS QUANTITATIVAS E DIMENSÕES DA CENTRALIDADE URBANA

Os estudos revisados nesta subseção decompõem a morfologia urbana em diferentes dimensões de acordo com os conceitos considerados cruciais para o entendimento dos fenômenos que analisam (ANAS; ARNOTT; SMALL, 1998; GALSTER *et al.*, 2001; TSAI, 2005; LEE, 2006). É importante enfatizar que o presente trabalho focará exclusivamente aquelas dimensões que estão mais diretamente relacionadas à caracterização dos padrões de cidades monocêntricas e policêntricas, como será explicado a seguir. As dimensões morfológicas propostas pelos autores tratados nesta subseção estão resumidas no quadro 1.

QUADRO 1
Dimensões morfológicas relacionadas à centralidade urbana[1]

Dimensão	Autores	Definições	Medidas
Distribuição desigual/ concentração	Tsai (2005, p. 143)	"O grau ao qual o desenvolvimento está concentrado em poucas partes de uma área metropolitana, independentemente de as subáreas de alta densidade estarem aglomeradas ou distribuídas espaçadamente."	Coeficiente de Gini.
	Lee (2006, p. 11)	"O quanto os empregos estão desproporcionalmente aglomerados em algumas poucas localizações."	Coeficiente de Gini e índice Delta (ou de dissimilaridade).
	Galster *et al.* (2001, p. 700)	"O grau no qual habitações ou empregos estão localizados desproporcionalmente em relativamente poucas áreas ou distribuídos uniformemente por toda a área urbana."	Índice Delta.
Centralidade	Galster *et al.* (2001, p. 701)	"O grau no qual observações de um dado uso do solo urbano estão localizadas próximas ao CBD de uma área urbana."	Distância média a partir do CBD de um tipo de uso do solo (ponderada pelo número de observações) e índice de Centralização.
	Anas, Arnott e Small (1998, p. 1.431)	"Para o nível de toda a cidade, as atividades podem estar relativamente centralizadas ou descentralizadas dependendo de quão concentradas nas proximidades do CBD elas estiverem."	Gradiente de densidade monocêntrico.
	Lee (2006, p. 11)	"Centralidade é a extensão na qual os empregos estão concentrados tomando como referência o CBD."	Índice de Wheaton modificado. Índice de Centralização baseado na área. Razão da distância ao CBD ponderada pelo raio urbano.
Aglomeração (*clustering*)	Tsai (2005, p. 146)	"O grau em que subáreas de alta densidade estão aglomeradas, ou aleatoriamente distribuídas."	Índice de Moran global.
	Galster *et al.* (2001, p. 701)	"O grau em que a urbanização circunscrita a qualquer quadrado de uma milha está aglomerada em um dos quatro quadrados de meia milha contidos dentro dele (em oposição à espalhada uniformemente)."	"A média dos desvios-padrão da densidade de um uso do solo particular (unidades de habitação ou trabalhadores empregados) de todos os quadrados de uma milha dentre os quatro quadrados de cada grelha de uma milha com terra urbanizável, padronizada pela densidade média de todas as grelhas de escala m."
	Anas, Arnott e Small (1998, p. 1.431)	"Para o nível mais local, as atividades podem estar aglomeradas em um padrão policêntrico ou dispersas em um padrão mais regular."	Três abordagens: análise de padrão de pontos; fractais; e identificação de subcentros (função de densidade policêntrica, densidade mínima).

Fontes: Tsai (2005), Lee (2006), Galster *et al.* (2001) e Anas, Arnott e Small (1998).

Nota: [1] As citações foram livremente traduzidas pelos autores.

A dimensão desigualdade da distribuição "(…) *is defined as the degree to which development is concentrated in a few parts of a metropolitan area, regardless of high-density sub-areas being clustered or sparsely scattered*" (TSAI, 2005). Essa dimensão trata do grau em que as atividades estão igual ou desigualmente distribuídas (concentradas em um número relativamente pequeno de subáreas) entre as subunidades espaciais dentro de uma área metropolitana.

Também pode ser notado que a dimensão de "concentração" proposta por Galster *et al.* (2001) é bastante parecida com a de "distribuição desigual" proposta por Tsai (2005). Ambas se focam no "(…) *degree to which development is located disproportionately in relatively few square miles of the total urban agglomeration rather than spread evenly throughout*" (GALSTER *et al.*, 2001, p. 690) sem considerar os padrões de distribuição espacial.

Para capturar a dimensão da concentração, Galster *et al.* (2001) aplicam o índice Delta para a distribuição espacial de residências. Esse índice capta em que medida um determinado fenômeno está desproporcionalmente distribuído entre as unidades espaciais. Ele compara a proporção de ocorrência do fenômeno em cada unidade espacial com a proporção da área da unidade espacial em relação ao total de toda a área urbanizada.

Tsai (2005) também menciona índices de entropia, mas indica o problema da existência de unidades espaciais com valores zero (como áreas verdes), o que influenciaria essa medida, tornando-a inapropriada. Tsai (2005) escolheu o coeficiente de Gini para caracterizar o grau de desigualdade na distribuição da população ou emprego das unidades espaciais de uma área metropolitana. No entanto, assim como o índice Delta, o coeficiente de Gini é uma medida não espacial e não informa sobre a distribuição das densidades pelo espaço (TSAI, 2005; RILEY; DRAVITZKI, 2004). De acordo com Riley e Dravitzki (2004, p. 9): "(…) *There is no certainty or place as yet for the Gini coefficient as recognized measure of urban form because it cannot distinguish between randomly distributed or clustered spatial arrangements*". Portanto, a construção de um UCI baseado somente no coeficiente de Gini ou no índice Delta resultaria em um indicador insuficiente, pois não seria sensível a diferentes padrões espaciais de distribuição de emprego.

Anas, Arnott, Small (1998), Galster *et al.* (2001) e Lee (2006) também propõem duas outras dimensões morfológicas para abordar a estrutura urbana que nos ajudam a

compreender melhor os padrões monocêntricos e policêntricos de cidades: Centralidade (centralização *versus* descentralização) e Aglomeração (aglomeração *versus* dispersão).

De acordo com os autores, esta dimensão da centralidade capta a medida em que os empregos estão localizados próximos ao CBD. "*At the city-wide level, activity may be relatively centralized or decentralized depending on how concentrated it is near a central business district*" (ANAS; ARNOTT; SMALL, 1998, p. 1.431).

Como mencionado na seção 2, sobre fundamentação teórica, essa dimensão de centralização tem sido tradicionalmente medida na economia urbana a partir da estimação de gradientes de densidade monocêntricos. Lee (2006), por exemplo, usou uma regressão geograficamente ponderada – geographically weighted regression (GWR) – para identificar os subcentros e assim calcular a proporção de emprego em cada um deles. Outra estatística que captura a dimensão de centralidade usada em Lee (2006) é o índice de Wheaton modificado, no qual se divide a área abaixo da curva de distribuição acumulada de população ou empregos até determinada distância ao CBD pelo tamanho dessa distância. A intuição por detrás desse procedimento é medir quão rápido cresce a distribuição acumulada de empregos na direção do CBD para a borda da cidade.

A dimensão da aglomeração, por outro lado, capta em que medidas os empregos estão aglomerados em poucas áreas ou dispersos num padrão mais homogêneo pelo espaço. "*At a more local level, activities may be clustered in a polycentric pattern or dispersed in a more regular pattern*" (ANAS; ARNOTT; SMALL, 1998, p. 1.431). Ou nas palavras de Tsai (2005, p. 146) a dimensão de "aglomeração" foi desenvolvida para estimar "(…) *the degree to which high-density sub-areas are clustered or randomly distributed*".[1]

Enquanto Tsai usa o índice de Moran global para mensurar esta dimensão, Anas, Arnott e Small (1998) enfatizam que economistas empíricos têm tradicionalmente utilizado três diferentes abordagens para medir essa dimensão: análises de padrões de pontos, análises de fractais e modelos para identificação de subcentros.

1. A certa altura do artigo, a dimensão de "aglomeração" também é chamada de dimensão de "centralidade" (TSAI, 2005, p. 143), o que pode gerar confusão entre os conceitos.

Como pode ser observado na tabela 1, a distinção entre as dimensões de centralidade e de aglomeração propostas pelos autores é um tanto vaga. Em alguma medida, isso se deve ao fato de que as dimensões morfológicas propostas pelos autores não são totalmente independentes entre si. Em casos extremos, por exemplo, uma aglomeração urbana com um nível de centralidade muito alto (ou seja, com uma grande quantidade de empregos localizados próximos ao centro da cidade) apresentaria, necessariamente, um alto grau de aglomeração representado em um padrão monocêntrico. No outro caso extremo, uma aglomeração urbana com uma aglomeração espacial de empregos muito baixa (empregos espalhados uniformemente ao longo do território) apresentaria necessariamente um baixo nível de centralidade com um padrão acêntrico. Nesse sentido, Anas, Arnott e Small (1998) e Lee (2006, p. 11) afirmam que "(...) *Polycentric urban structure is a combined outcome of metro-wide decentralization and local level clustering*".

Para lidar com essa sobreposição conceitual optou-se, nesta pesquisa, por tratar essas dimensões de Centralidade e de Aglomeração como sendo uma única dimensão, denominada Proximidade. Essa dimensão também capta quão aglomerados ou dispersos estão os empregos no espaço. Noutras palavras, essa dimensão de Proximidade é o grau em que os empregos estão próximos ou distantes uns dos outros. Decidimos usar este termo, Proximidade, porque é uma interpretação natural do índice de separação espacial proposto originalmente por Midelfart-Knarvik *et al.* (2000), sobre a qual o nosso UCI se baseia.

2.2 UMA DEFINIÇÃO DE CENTRALIDADE URBANA

Para os propósitos deste artigo, a ideia de estrutura espacial urbana se referirá aos possíveis padrões de uso do solo dentro de uma área urbanizada, particularmente considerando-se o arranjo espacial dos empregos. Argumenta-se que a dimensão morfológica da centralidade é aquela capaz de expressar o grau de monocentralidade ou policentralidade que uma estrutura urbana pode assumir. Trata-se de uma dimensão que seria mais adequadamente captada a partir de uma escala contínua de centralidade. Altos níveis representariam estruturas mais monocêntricas enquanto baixos níveis, estruturas mais policêntricas. A necessidade de se compreender a centralidade urbana dessa maneira flexível pode ser ilustrada por Bertaud (2004, p. 9) quando ele afirma: "(…) *No city is ever 100% monocentric, and it is seldom 100% polycentric (i.e., with no discernable "downtown"). Some cities are dominantly monocentric, others are dominantly polycentric and many are in between*".

É razoável supor que cidades reais jamais se enquadrariam no nível mais extremo possível de monocentralidade (com todos os empregos concentrados em um único centro) nem o contrário, no nível extremo de policentralidade. Ademais, uma vez estabelecido que a centralidade urbana deva ser mais bem captada a partir de uma escala contínua, deve-se questionar o que seria o oposto de uma cidade extremamente monocêntrica. Seria a distribuição perfeitamente uniforme de empregos? Ou seria uma cidade com todos os empregos distribuídos ao longo da fronteira da RM? A definição precisa da estrutura mais policêntrica não é tarefa trivial e não parece ter chegado a uma solução consensual. Trataremos desse problema na subseção 3.1.

Para se quantificar a dimensão morfológica da centralidade urbana, quantificaremos características do padrão espacial dos empregos. Em nosso ponto de vista, esse padrão é descrito apropriadamente por dois fatores: sua distribuição desigual e seu nível de proximidade (ou aglomeração).

O fator de distribuição desigual é muito parecido com o da dimensão de concentração proposta por Galster *et al*. (2001) e com o de distribuição desigual proposta por Tsai (2005). Aqui o fator da distribuição desigual é o grau em que as atividades de emprego estão concentradas em poucas unidades espaciais de uma RM, em oposição a uma distribuição uniforme entre elas.

O fator de proximidade, por outro lado, está baseado nas dimensões morfológicas de centralidade e de aglomeração propostas por Anas, Arnott e Small (1998) e Lee (2006). Ela diz respeito a quão aglomerados ou dispersos no espaço estão os empregos. Na próxima seção, apresenta-se o método de cálculo desses fatores para construção do UCI.

3 UCI

O ponto de partida do índice proposto é o coeficiente de localização (CL) introduzido por Florence (1948, p. 34). Aqui esse coeficiente é utilizado para medir o fator de desigualdade na distribuição espacial de empregos dentro de uma área urbana.

$$LC = \frac{1}{2}\sum_{i}^{n}\left|s_i - \frac{1}{n}\right| \tag{2}$$

onde:

n = número de unidades espaciais;

E = número total de empregos na cidade; e

$s_i = E_i / E$, ou seja, a porcentagem de emprego na área i (E_i) em relação ao emprego total (E) da cidade.

O CL varia dentro de uma faixa de valores entre 0 e 1 – (1/n). Se CL é igual a 0, então a atividade econômica está distribuída uniformemente, enquanto valores próximos a (1 – 1/n) indicam que o emprego está concentrado em algumas poucas unidades espaciais. É importante ressaltar que este coeficiente capta apenas a desigualdade não espacial da distribuição. Em outras palavras, o CL não leva em conta padrões espaciais. Por isso, cidades que apresentem valores similares de CL podem ter estruturas espaciais completamente diferentes (como ilustrado na figura 1). Nesse sentido, o CL tem a mesma intuição matemática por detrás do coeficiente de Gini. Optou-se por utilizar o CL porque é mais simples de ser calculado e porque é um índice de aceitação consolidada na área de estudos regionais (HOOVER; GIARRATANI, 1999).

O segundo termo do nosso índice de centralidade urbana é baseado no índice de Separação Espacial, originalmente proposto por Midelfart-Knarvik *et al.* (2000, 2002) para avaliar as mudanças na distribuição espacial da atividade econômica entre as regiões europeias. O índice de Separação Espacial, também conhecido como índice de Venables, é calculado da seguinte forma (SOUSA, 2002):

$$V = S' \times D \times S \qquad (3)$$

onde:

V = índice de Separação Espacial;

S = coluna do vetor de s_i; e

D = matriz de distância d_{ij} é a distância entre os centroides das áreas i e j. Na versão mais simples, a diagonal principal de D é igual a 0.[2]

Quando todos os empregos estão concentrados em apenas uma unidade espacial, o valor mínimo do índice de Venables é alcançado, ou seja, zero (não importa onde esta unidade espacial esteja localizada dentro da cidade). No entanto, o índice não tem um valor máximo geral e, portanto, não pode ser utilizado para comparar diferentes configurações espaciais. Para superar esta limitação, é necessário fazer uma normalização do indicador a partir do cálculo do valor máximo do índice de Venables em cada caso específico (esta questão será explorada adiante).

Após sua normalização, transformou-se o índice de Venables no índice de Proximidade (P), cuja interpretação atende melhor aos propósitos deste estudo:

$$P = 1 - \frac{V}{V_{\max}} \tag{4}$$

onde $V_{\max}$ é o valor máximo possível do índice de Separação Espacial.

Dessa forma, a interpretação de P é o oposto do índice de Venables e a única diferença é que a sua faixa de variação teórica é [0, 1]. Valores de P mais próximos de 1 indicam que o emprego está agrupado em um único centro (este centro econômico não necessariamente corresponde ao centro geométrico). S e P = 0, os empregos se encontram tão espacialmente separados entre si quanto possível. Isso significa que as atividades de emprego estariam distribuídas de uma forma que maximiza a distância entre elas.[3]

Nosso UCI é o produto do CL e do índice de Proximidade:

$$UCI = LC \times P \tag{5}$$

2. Com o objetivo de controlar os resultados pela variação do tamanho dos polígonos, decidiu-se utilizar na matriz de distância *self-distance*, aproximada por *dii* = (área/π) 1/2, como sugerido por Crafts e Mulatu (2005).
3. Se os empregos estiverem distribuídos uniformemente através do espaço, no entanto, o índice P não será igual a zero. A próxima seção irá explorar esta questão.

A aplicação da UCI na análise de formas urbanas hipotéticas e de cidades reais poderá mostrar as vantagens desse índice proposto em relação às outras medidas tradicionais de centralidade urbana.

Cabe destacar, contudo, que a estimação do V_{max} não é trivial porque não há solução de forma fechada. Numa forma urbana muito simples de grelha regular, apresentada na seção seguinte, o valor de V_{max} é atingido quando cada canto do quadrado possui um quarto do total dos empregos. Em uma cidade com formato de um círculo perfeito, o valor máximo de V seria obtido quando todo o emprego estivesse distribuído uniformemente ao longo de sua borda externa.

Em cidades reais com desenhos urbanos muito mais complexos, no entanto, V_{max} só pode ser alcançado através de um algoritmo de otimização restrita que depende da matriz de distância (D). Embora esse algorítimo ainda não tenha sido codificado, uma aproximação do V_{max} pode ser estimada através de uma analogia com a forma de círculo. Assim, optou-se por considerar como o "oposto da proximidade máxima" a distribuição homogênea dos empregos ao longo da borda do mapa. Embora esta solução não atinja o máximo global do índice de Venables, foi considerada uma solução satisfatória por duas razões: *i*) intuitivamente, é o oposto de uma cidade completamente monocêntrica com todo o emprego em um só ponto; e *ii*) é fácil de calcular e não requer um algoritmo de maximização específico. Ao partir dessa normalização, o UCI torna-se comparável entre aglomerações urbanas distintas apesar de suas diferenças em termos de tamanho.

É importante reconhecer que o UCI não segue todos os critérios estabelecidos por Combes e Overman (2004). Ele está sujeito ao problema de unidade espacial modificável MAUP,[4] apontado por Haining (2003), não tem conexão direta com uma teoria e não há teste estatístico de hipótese (ainda). No entanto, essas falhas são compartilhadas entre outras medidas da forma urbana, como os *rank-order tests* e as medidas de distribuição de emprego.

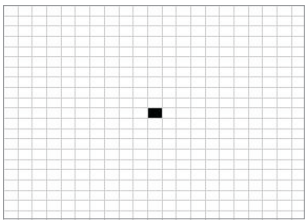
4. No caso presente, o MAUP mais grave está relacionado com a delimitação da área metropolitana a ser submetida ao cálculo do UCI.

3.1 EXPERIMENTOS COM DADOS ARTIFICIAIS DE FORMAS METROPOLITANAS HIPOTÉTICAS

Nesta subseção são apresentados alguns experimentos utilizando dados artificiais de formas metropolitanas hipotéticas. Os resultados da simulação são comparados a outras medidas similares propostas pela literatura anterior. Todos os cálculos foram feitos com *R* (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2011) e *spdep* (BIVAND *et al.*, 2011). Nos exemplos teóricos que se seguem, os tons dos gráficos representam o número de empregos em cada célula em um território de 21 *x* 21 células. O número total de empregos é fixado em 441 para todas as formas metropolitanas hipotéticas, levando assim a uma densidade urbana constante na escala metropolitana.

A primeira estrutura urbana (figura 1) representa o nível mais alto de monocentralidade possível, consistente com nossa definição de centralidade e com as duas dimensões que a descrevem. Esta situação é simultaneamente o mais elevado nível de *i*) desigualdade na distribuição dos empregos entre as unidades espaciais; e de *ii*) proximidade da localização de empregos, pois o seu padrão espacial é a concentração total em um único centro. O UCI assume seu valor máximo igual a 1 nesta estrutura.

FIGURA 1
Nível mais alto de monocentralidade possível



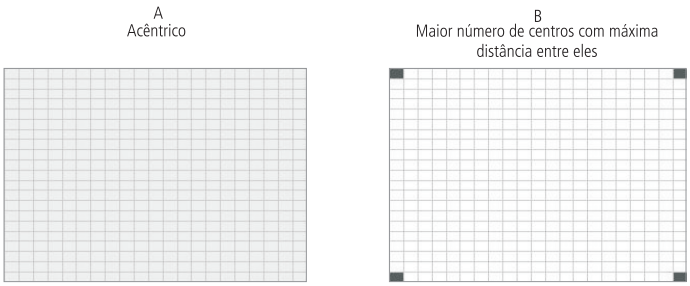
Índice de Venables	0
Gini	0.9977
CL	0.9977
UCI	0.9977
Moran	–0.0023

Fonte: Elaboração própria.

Como já discutido anteriormente na subseção 2.3, a definição do mais alto nível de policentralidade não é tão simples. Qual é a cidade mais policêntrica? Uma possível resposta seria a estrutura urbana na qual o número de centros fosse o maior possível. Em uma cidade com território subdividido em polígonos discretos, isso significaria um número de centros igual ao número de polígonos. O resultado disso seria uma estrutura urbana acêntrica com uma distribuição espacial dos empregos perfeitamente uniforme (figura 2.A). Mas esta estrutura também poderia ser vista como a cidade menos monocêntrica, porque não apresenta centro algum. A segunda possibilidade é a estrutura urbana com o

maior número de centros que maximizam as distâncias entre eles. No caso de uma forma de grelha regular quadrada, isto é obtido quando cada canto tem um quarto do emprego total (figura 2.B). Em ambas as situações o UCI assume seu valor mais baixo (igual a 0).

FIGURA 2
Mais altos níveis de policentralidade possíveis



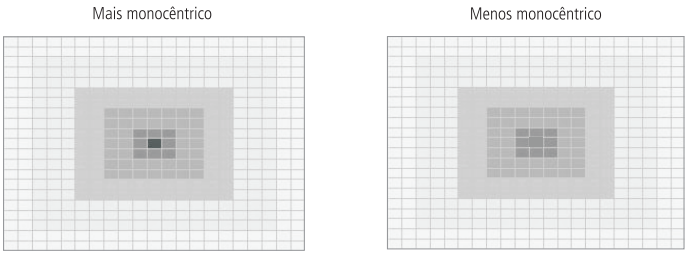
Índice de	
Venables	10.9372
Gini	0
CL	0
UCI	0
Moran	-

Índice de	
Venables	17.0711
Gini	0.9909
CL	0.9909
UCI	0
Moran	–0.0048

Fonte: Elaboração própria.

O UCI calculado para todos os outros padrões de estrutura urbana varia entre esses dois padrões extremos monocêntrico e policêntrico. Uma das vantagens do UCI, portanto, é a sua capacidade de distinguir entre diferentes graus de mono ou policentralidade urbana. Na figura 3, por exemplo, há duas áreas urbanas notadamente monocêntricas. Analisando com mais detalhe, no entanto, é possível ver que a primeira figura apresenta uma inclinação mais íngreme do crescimento das densidades, enquanto a segunda forma hipotética urbana apresenta um crescimento de densidades mais suave. Nestes exemplos, alterou-se distribuição de empregos para as nove células centrais, gerando pequenas reduções nos valores calculados dos coeficientes de Gini e locacional. Estas mudanças diminuíram a distância relativa entre os empregos, afetando mais severamente o índice de Proximidade (Venables) da distribuição dos empregos.

FIGURA 3
Variação dos graus de monocentralidade



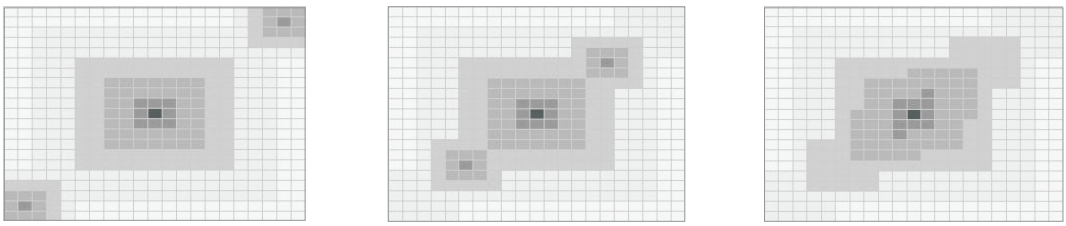
	Índice de Venables	Gini	CL	UCI	Moran
Mais monocêntrico	5.6343	0.6800	0.5587	0.3743	0.6542
Menos monocêntrico	5.6564	0.6791	0.5587	0.3736	0.6671

Fonte: Elaboração própria.

Em outro exemplo (figura 4), mostra duas áreas urbanas facilmente reconhecíveis como policêntricas e uma terceira como monocêntrica. Uma das estruturas policêntricas, no entanto, apresenta seus subcentros mais próximos do CBD que a outra. Quanto mais próximos estejam os subcentros, mais a estrutura urbana se aproxima de um padrão monocêntrico. No limite desse deslocamento, todos os subcentros se fundiriam em um grande CBD, conforme ilustrado na figura 3. Apesar do fato de essas formas urbanas compartilharem a mesma distribuição de empregos entre suas unidades espaciais, são claramente diferentes com relação à sua distribuição espacial. Assim, embora o coeficiente de Gini e o CL apresentem valores constantes, o índice de Moran e o UCI não o são. O UCI aumenta monotonicamente à medida que os subcentros se aproximam do CBD. Por outro lado, o índice de Moran não varia de forma compreensível. Em um primeiro momento ele cai quando os subcentros se aproximam do CBD. Em um segundo momento, porém, ele aumenta quando os subcentros se fundem em um grande CBD.

Uma das boas propriedades do UCI é a sua capacidade de distinguir padrões monocêntricos e policêntricos em situações nas quais outros índices não o fariam. A figura 5 ilustra uma dessas situações. O padrão espacial apresentado consiste em todos os empregos concentrados em apenas quatro células. O índice de Venables varia quando estes centros estão mais espalhados e menos espalhados. Já o CL e o índice de Moran global permanecem os mesmos.

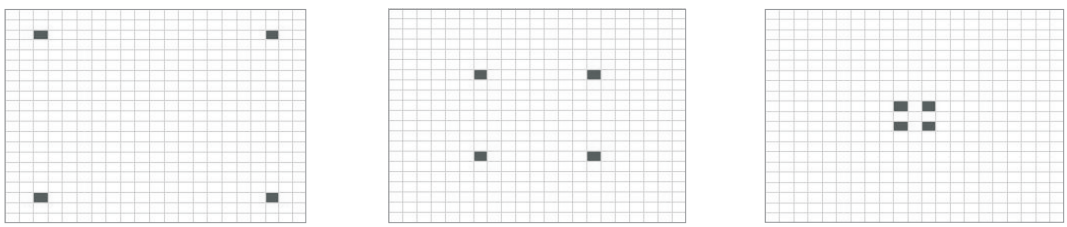
FIGURA 4
Policentralidade convergindo para a monocentralidade



Índice de Venables	8.4234	Índice de Venables	7.0287	Índice de Venables	6.5260
Gini	0.6219	Gini	0.6219	Gini	0.6219
CL	0.5039	CL	0.5039	CL	0.5039
UCI	0.2552	UCI	0.2964	UCI	0.3112
Moran	0.7025	Moran	0.6851	Moran	0.7309

Fonte: Elaboração própria.

FIGURA 5
Policentralidade convergindo para a monocentralidade



Índice de Venables	13.6569	Índice de Venables	6.8284	Índice de Venables	1.7071
Gini	0.9909	Gini	0.9909	Gini	0.9909
CL	0.9909	CL	0.9909	CL	0.9909
UCI	0.1982	UCI	0.5946	UCI	0.8918
Moran	–0.0092	Moran	–0.0092	Moran	–0.0092

Fonte: Elaboração própria.

4 ESTUDOS DE CASO: PITTSBURGH, LOS ANGELES, SÃO PAULO E PARIS

Nesta seção, aplicou-se o UCI em diferentes RMs, comparando o seu grau de centralidade. Foram aplicadas também outras medidas de centralidade urbana, como o índice de Moran local e os gradientes de densidade estimados, cuja comparação entre cidades exige mais cautela em termos metodológicos, mas que podem adicionar informações sobre o padrão espacial do emprego.

Foram escolhidas duas cidades nos Estados Unidos (Pittsburgh e Los Angeles), uma na França (Paris) e uma no Brasil (São Paulo), que refletem quatro diferentes processos de urbanização. Elas diferem em termos de idade, formação econômica,

modal principal de transporte e infraestrutura urbana. Espera-se que as diferenças nessas histórias das cidades sejam refletidas em diferentes estruturas urbanas.

Como se sabe, Paris é a mais antiga e não teve um desenvolvimento orientado pelo transporte por automóveis. São Paulo está localizada em um país menos desenvolvido, com transporte de massa muito precário e infraestrutura urbana também pouco avançada. Los Angeles é amplamente reconhecida como um dos principais exemplos de cidade descentralizada e espraiada (GIULIANO; SMALL, 1991). Por outro lado, Pittsburgh é uma cidade com origem industrial e com um claro CBD (QUINLAN, 2006) e, presumivelmente, apresenta uma estrutura mais monocêntrica.

Em todos os casos, analisaram-se dados de densidade de emprego para as áreas metropolitanas. Para as cidades dos Estados Unidos, foram utilizados dados de setores censitários para o ano de 2000, obtidos no *website* do National Historical Geographic Information System (NHGIS).[5] Para a área metropolitana de São Paulo a análise se baseou nos dados de 1997 da Pesquisa Origem-Destino, produzidos pela empresa que administra o sistema de metrô de São Paulo (Companhia do Metropolitano de São Paulo). Para Paris foram utilizados dados do Censo Populacional de 1999, disponíveis no *site* do Instituto Nacional da França de Estatística e Estudos Econômicos – Institut National de la Statistique et des Études Économiques (INSEE).

TABELA 1
Características das áreas metropolitanas

Características		Área metropolitana			
		Los Angeles[1]	Pittsburgh[1]	São Paulo[2]	Paris[3]
Anos		2000	2000	1997	1999
Área total (km²)		12.317	13.839	7.954	12.069
Emprego total		5.169.266	1.086.842	6.959.394	5.038.730
População		12.365.627	2.358.695	16.792.406	10.947.510
Densidade média de emprego		420	79	875	417
Número de polígonos		2.629	721	389	1.300
Área média dos polígonos (km²)		4.68	19.19	20.45	9.28
Número de empregos por polígono	Máximo	5.649	4.711	108.059	170.748
	Média	1.966	1.507	17.890	3.876
	Desvio-padrão	846	819.92	16.371	12.613
Densidade de emprego por polígono (km²)	Máximo	16.466	5.544	131.922	62.586
	Média	1.746	605	5.854	819
	Desvio-padrão	1.462	689	11.508	3.582

Fontes: [1] NHGIS/Censo Populacional de 2000; [2] Metrô/Pesquisa Origem-Destino de 1997; [3] INSEE/Censo Populacional de 1999. Elaboração própria.

5. Disponível em: <http://www.nhgis.org/>

A tabela 1 apresenta algumas estatísticas descritivas das áreas metropolitanas em estudo. Los Angeles, Pittsburgh e Paris são bastante semelhantes em termos de área total. No tamanho da área populacional de empregos, no entanto, Pittsburgh é menor (o que contribui para que ela tenha a menor densidade média de emprego). São Paulo tem a menor área e o emprego total mais alto, levando a uma maior densidade média de emprego, quase o dobro da densidade de Los Angeles e Paris.

Os mapas dos setores censitários variam em número e em área média. Para o mapa de São Paulo, a informação espacial não é tão espacialmente refinada e há um pequeno número de polígonos, com uma área média alta. As informações por polígonos nos mostra como Paris e São Paulo têm densidades e volume de emprego total muito maiores, indicando uma concentração maior de empregos. A comparação entre os polígonos de Los Angeles e Pittsburgh mostra uma área semelhante, mas uma densidade de trabalho consideravelmente maior para Los Angeles. Trata-se de um fato surpreendente, já que esta cidade é reconhecida por ser uma área espraiada. Um último fato a destacar é que Los Angeles tem uma densidade média de empregos por polígono (1.746/km²) superior a Paris (819/km²).

Estas estatísticas descritivas preliminares nos mostram quão complexos e distintos são os padrões espaciais de distribuição de empregos. Para tornar esse padrão comparável visualmente, as figuras 6 e 7 mostram mapas de densidade de empregos para as quatro cidades. Com tal intuito, usamos o método de quebras naturais (Jenks) para gerar nove classes de densidades de emprego. As classes de cor foram mantidas fixas para todas as cidades e optou-se por um número elevado de classes para capturar a grande variabilidade das densidades.

Nota-se a partir dos cartogramas que São Paulo e Paris apresentam padrões similares com apenas poucos polígonos com densidades muito altas. Por outro lado, as cidades norte-americanas quase não têm polígonos nas classes de densidade superior. A distribuição de empregos em Los Angeles parece visualmente bem distribuída pelo território. Embora Pittsburgh apresente densidades de emprego muito baixas, os empregos estão muito mais concentrados espacialmente.

FIGURA 6
Mapas de densidades de empregos

(Densidade de emprego em Paris)

(Densidade de emprego em São Paulo)

Fontes: Paris – Censo Populacional da França, 1999 (INSEE) e São Paulo – Origem-Destino de 1997 (Metrô/SP).
Elaboração dos autores com colaboração do LVTM.

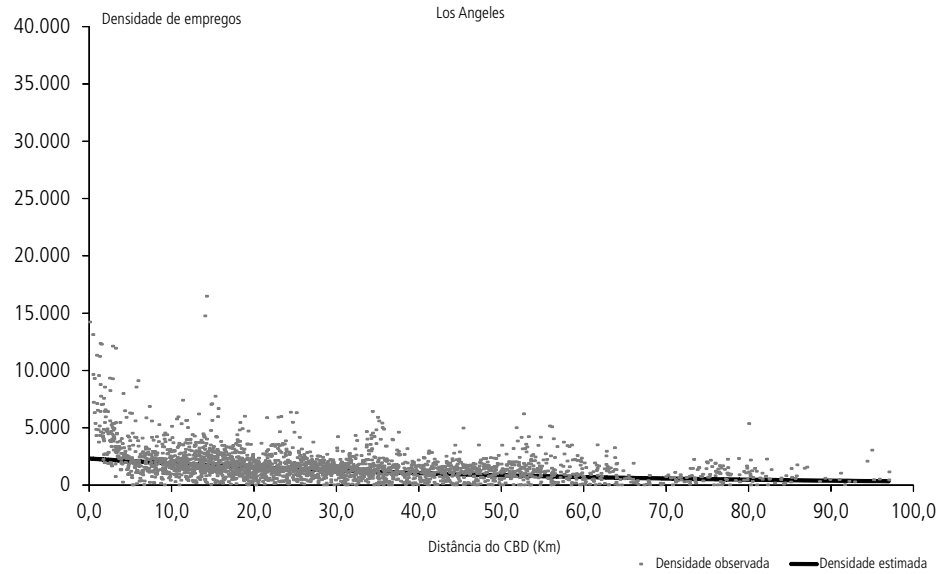
FIGURA 7
Mapas de densidades de empregos

(Densidade de emprego em Pittsburgh)

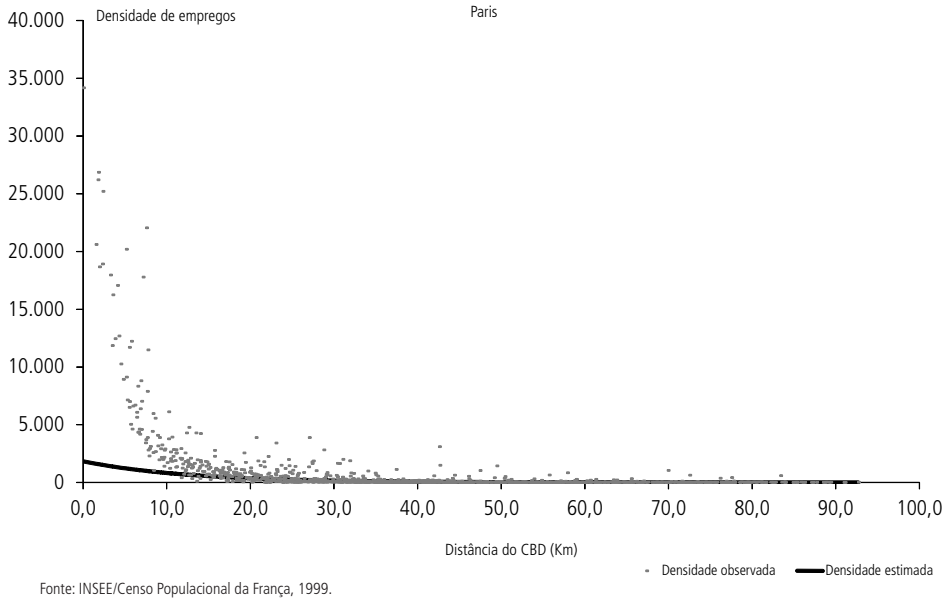
(Densidade de emprego em Los Angeles)

Fontes: Pittsburgh e Los Angeles – Censo Populacional dos Estados Unidos, 2000 (NHGIS). Elaboração dos autores.

FIGURA 8
Gráficos de densidade de empregos e funções de densidade estimada



Fonte: NHGIS/Censo Populacional dos Estados Unidos, 2000.

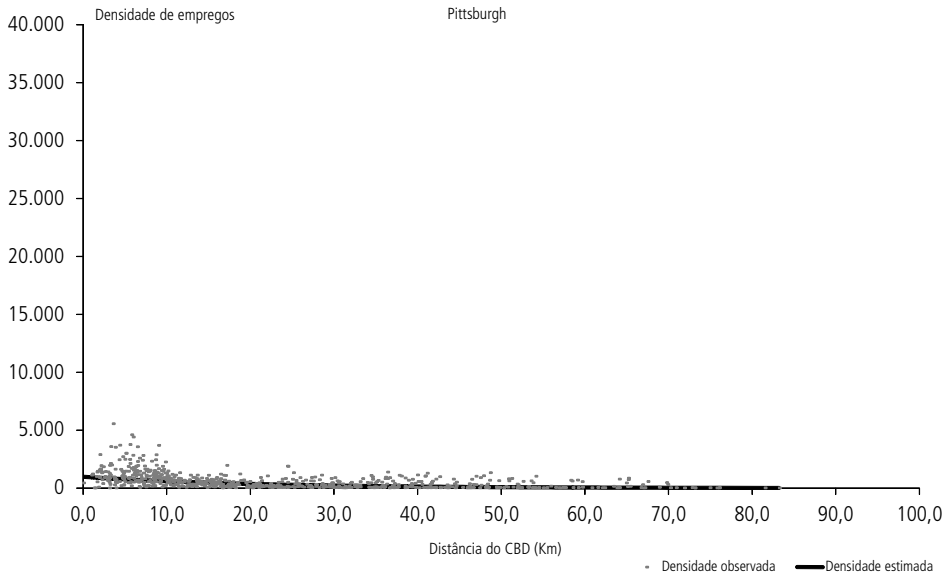


Fonte: INSEE/Censo Populacional da França, 1999.

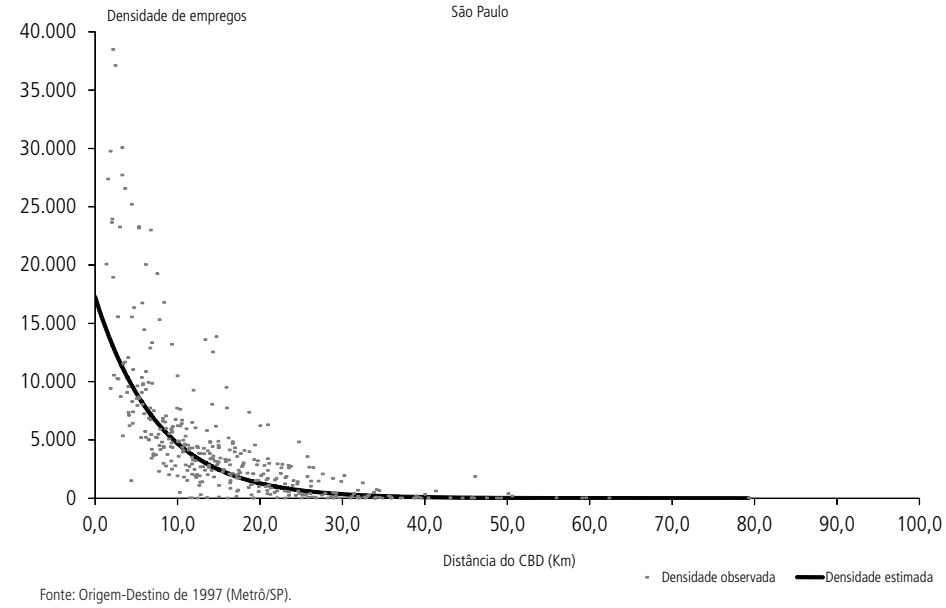
(continua)

(continuação)

Gráficos de densidade de empregos e funções de densidade estimada



Fonte: NHGIS/Censo Populacional dos Estados Unidos, 2000.



Fonte: Origem-Destino de 1997 (Metrô/SP).

Outra forma de visualizar os padrões de distribuição de empregos nas cidades é por meio dos gráficos de densidade de emprego, apresentados na figura 8. Novamente, é claro que São Paulo e Paris têm padrões semelhantes entre si, e muito diferentes daqueles das cidades norte-americanas. As densidades perto do CBD são bastante altas, e caem acentuadamente até 10 quilômetros – 20 quilômetros de distância do CBD. Comparando Los Angeles e Pittsburgh, vê-se como são elevadas as densidades de Los Angeles. Ao mesmo tempo, é claro que em Pittsburgh todos os trechos de alta densidade estão localizados perto da CBD, enquanto em Los Angeles há áreas de alta densidade tanto em áreas próximas quanto distantes do CBD.

TABELA 2
Estimativa de gradientes de densidade

Área metropolitana	Gradiente de densidade		Densidade no CBD	R^2
	Coeficiente	Valor-t		
Los Angeles[1]	–0.02	–16.46	2,314	0.15
Pittsburgh[1]	–0.05	–19.44	979	0.40
Paris[3]	–0.08	–38.67	1,840	0.59
São Paulo[2]	–0.13	–18.18	17,265	0.62

Fontes: [1] NHGIS/Censo Populacional de 2000; [2]Metrô/Pesquisa Origem-Destino de 1997; [3] INSEE/Censo Populacional de 1999. Elaboração própria com colaboração do LVMT.

Para investigar esses padrões espaciais, estimou-se o gradiente de densidade para cada cidade.[6] As densidades estimadas são mostradas também na figura 8, e os gradientes, na tabela 2. As regressões (funções exponenciais) têm melhor ajuste nos casos de São Paulo, Paris e Pittsburgh. Mas a densidade estimada no CBD é muito subestimada em todos os casos. Atentando apenas para o gradiente, São Paulo e Paris apresentam-se como os de maior densidade. Isso era esperado, já que o gradiente de densidade reflete que em ambas as cidades os empregos estão bem mais concentrados.

Mais adiante, aplicaram-se as estatísticas de I de Moran local (ANSELIN 1995; KELEIJAN, PRUCHA, 2001) para os dados de densidade de emprego, para aprofundar a caracterização das áreas urbanas analisadas.[7] Os mapas das aglomerações dos índices de Moran locais são mostrados nas figuras 9 e 10.

6. Uma vez que a estimativa de funções de densidade não é o propósito deste artigo, estimou-se uma simples função de densidade de emprego monocêntrica. Não se tentou encontrar a melhor forma funcional ou controlar para a dependência espacial nos dados.
7. Usou-se a matriz de contiguidade *Queen* de primeira ordem, com menos de 5% do nível de significância, calculada pelo *software* GeoDa.

FIGURA 9
Mapas de aglomerações de densidades de empregos (Moran local)

(Paris)

(São Paulo)

Fontes: Paris – Censo Populacional da França, 1999 (INSEE) e São Paulo – Origem-Destino de 1997 (Metrô/SP).
Elaboração dos autores com colaboração do LVTM.

FIGURA 10
Mapas de aglomerações de densidades de empregos (Moran local)

(Pittsburgh) (Los Angeles)

Fontes: Pittsburgh e Los Angeles – Censo Populacional dos Estados Unidos, 2000 (NHGIS). Elaboração dos autores.

Mais uma vez, São Paulo e Paris têm um padrão espacial mais semelhante, apresentando uma área contígua central grande, com concentração elevada de emprego. Em Pittsburgh, tem-se uma área central com dois grupos principais de densidades de emprego elevados e mais alguns *clusters* nas proximidades. Em Los Angeles, há um número ainda maior de *clusters*, embora sejam mais fragmentados e dispersos pela área metropolitana. O maior *cluster* (em termos de área) corresponde ao CBD, mas fica evidente que há muitos outros grupos que não parecem orbitar em torno dele. Esses padrões de *clusters* sugerem que São Paulo e Paris têm uma estrutura urbana mais monocêntrica, enquanto Pittsburgh e Los Angeles são mais policêntricas.

Na seção 3, propusemos um índice de centralidade urbana composto pelo índice de Proximidade e pelo CL. A tabela 3 apresenta uma comparação entre esses índices, o índice de Moran global e o UCI. O *ranking* dos demais índices de centralidade da tabela 3 é consistente com os resultados do UCI. O gradiente de densidade estimado foi a única medida espacial com um ordenamento diferente. Segundo ele, o emprego em São Paulo seria mais concentrado do que em Paris. Mas, como já foi discutido em seções anteriores, esta não é a única dimensão da estrutura urbana que o UCI captura.

TABELA 3
Índices de concentração e aglomeração espacial

	CL	Índice de Proximidade	Índice de Moran global	Índice de Centralidade Urbana
Paris[3]	0,708	0,725	0,76	0,514
São Paulo[2]	0,319	0,628	0,67	0,201
Pittsburgh[1]	0,300	0,480	0,56	0,110
Los Angeles[1]	0,171	0,261	0,55	0,045

Fontes: [1] NHGIS/Censo Populacional de 2000;[2] Metrô/Pesquisa Origem-Destino de 1997; [3] INSEE/Censo Populacional de 1999. Elaboração própria com colaboração do LVTM.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho contribui para a literatura sobre a mensuração do grau de centralidade das aglomerações urbanas, propondo um índice simples que supera algumas das limitações das tentativas já existentes de quantificar o fenômeno. Além disso, é um índice normalizado que pode ser usado na comparação entre cidades com diferentes formas e tamanhos, assim como ao longo do tempo. A aplicação do índice para formas urbanas hipotéticas e para quatro estudos de caso mostrou a sua utilidade em medir a centralidade em casos extremos, assim como em dados empíricos de formas urbanas reais.

A análise das formas urbanas hipotéticas indicou o bom desempenho do índice por se tratar de um índice composto, capaz de captar ao mesmo tempo duas dimensões do fenômeno (a distribuição dos empregos e sua configuração espacial). Por causa dessa característica, o UCI deixa bem definidos os dois extremos da escala de centralidade: máxima monocentralidade com todos os empregos concentrados em uma única unidade espacial; e mínima monocentralidade com *i*) densidade de empregos distribuídos uniformemente ao longo do território; ou *ii*) maior número de centros mais densos que maximiza a distância entre eles. Ao mesmo tempo, a comparação com a estatística de Moran global, que também capta a estrutura espacial inerente a dados especializados, mostrou que o UCI captura com mais precisão a diferenciação de algumas estruturas espaciais.

Já a aplicação do UCI para os quatro estudos de caso gerou o seguinte *ranking* das cidades mais monocêntricas para as menos monocêntricas: Paris, São Paulo, Pittsburgh e Los Angeles. Este resultado é consistente com as estatísticas descritivas apresentadas, assim como a interpretação das estatísticas de Moran local e global.

Por outro lado, nossa proposta de índice tem diversas limitações. Não é imune ao problema de MAUP e, em termos gerais, ele não cumpre os critérios que Combes e Overman (2004) propuseram para a avaliação de um índice econômico urbano/regional. Vale a pena notar que nosso índice não está sozinho nessa sua limitação. Outras medidas de centralidade também não poderiam satisfazer os requisitos notavelmente estritos que esses autores estabeleceram.

O UCI é tão simples que os usuários podem aplicá-lo diretamente usando o *software* de sua escolha. No entanto, tem-se a intenção de incluir sua estimação como parte do Ipeageo (IPEA, 2010), um *software* livre geoestatístico e como uma função em *R* (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2011). Planeja-se também calcular o valor máximo do índice de Venables usando rotinas de otimização restrita em vez de usar aproximação aplicada neste estudo. Finalmente, tendo em mente Combes e Overman (2004), será necessário desenvolver um teste estatístico de hipóteses para o UCI, que deverá ser apresentado numa futura oportunidade.

Naturalmente, o desenvolvimento do UCI não é um fim em si mesmo. Esperamos que este índice possa ajudar em estudos e políticas públicas que tratem da relação entre

a estrutura espacial urbana e os deslocamentos casa-trabalho, e até mesmo nas que tratem do desempenho econômico e ambiental das cidades.

REFERÊNCIAS

AGUILERA, A. Growth in commuting distances in French polycentric metropolitan areas: Paris, Lyon and Marseille. **Urban Studies**, v. 42, n. 9, p. 1.537-1.547, 2005. Disponível em: <doi:10.1080/00420980500185389>

ALONSO, W. **Location and land use**: toward a general theory of land rent. Harvard University Press, 1964.

ANAS, A.; ARNOTT, R.; SMALL, K. A. Urban spatial structure. **Journal of Economic Literature**, v. 36, n. 3, p. 1.426-1.464, Sep. 1998.

ANDERSON, J. E. Cubic-spline urban-density functions. **Journal of Urban Economics**, v. 12, n. 2, p. 155-167, 1982.

ANSELIN, L. Local Indicators of Spatial Association (LISA). **Geographical Analysis**, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.

BAUMONT, C.; ERTUR, C.; LE GALLO, J. Spatial analysis of employment and population: the case of the agglomeration of Dijon, 1999. **Geographic Analysis**, v. 36, p. 146-176, 2004.

BERTAUD, A. **The spatial organization of cities**: deliberate outcome or unforeseen consequence? University of California, Institute of Urban and Regional Development, 2004 (Working Paper, n. 01).

_____.; LEFÈVRE, B.; YUEN, B. **GHG emissions, urban mobility and efficiency of urban morphology**: a hypothesis. World Bank, 2009 (World Bank Paper).

BIVAND, R. *et al*. **Spdep**: spatial dependence: weighting schemes, statistics and models. R package version 0.5-29. 2011. Disponível em: <http://CRAN.R-project.org/package=spdep>

BRASIL. Ministério das Cidades. Política nacional de mobilidade urbana sustentável. **Cadernos Mcidades**, Mobilidade Urbana, Brasília: MCidades/Governo Federal, n. 6, 2004.

CLARK, C. Urban population densities. **Journal of the Royal Statistical Society**, Series A (General), v. 114, n. 4, p. 490-496, 1951.

COMBES, P. P.; OVERMAN, H. The spatial distribution of economic activities in the European Union. In: HENDERSON, J. V.; THISSE, J.-F. (Ed.). **Handbook of Urban and Regional Economics**. Amsterdam: Elsevier, North Holland, 2004.

CRAFTS, N.; MULATU, A. What explains the location of industry in Britain, 1871-1931? **Journal of Economic Geography**, v. 5, n. 4, p. 499, 2005.

FLORENCE, P. S. **Investment, location, and size of plant**. Cambridge, U. P., 1948.

FUJITA, M.; OGAWA, H. Multiple equilibria and structural transition of non-monocentric urban configurations. **Regional Science and Urban Economics**, v. 12, n. 2, p. 161-196, 1982.

_____.; THISSE, J.-F. **Economics of agglomeration**: cities, industrial location, and regional growth. Cambridge University Press, 2002.

GALSTER, G. *et al*. Wrestling sprawl to the ground: defining and measuring an elusive concept. **Housing Policy Debate**, v. 12, n. 4, p. 681-717, 2001.

GIULIANO, G.; NARAYAN, D. Another look at travel patterns and urban form: the US and great Britain. **Urban Studies**, v. 40, n. 11, p. 2.295-2.312, Oct. 2003. Disponível em: <doi: 10.1080/0042098032000123303>

_____.; SMALL, K. A. Subcenters in the Los Angeles region. **Regional Science and Urban Economics**, v. 21, n. 2, p. 163-182, 1991.

GRIFFITH, D. A.; WONG, D. W. Modeling population density across major US cities: a polycentric spatial regression approach. **Journal of Geographical Systems**, v. 9, n. 1, p. 53-75, 2007.

HAINING, R. **Spatial data analysis**: theory and practice. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.

HOOVER, E. M.; GIARRATANI, F. **An introduction to regional economics**. New York: Knopf, 1999.

IPEA. **IpeaGEO 1.0. 5**, 2010. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/ipeageo/>

KELEIJAN, H.; PRUCHA, I. On the asymptotic distribution of the Moran I test statistic with applications. **Journal of Econometrics**, v. 104, p. 219-257, 2001.

LEE, B. **Urban spatial structure, commuting, and growth in US metropolitan areas**. Dissertation presented to the Faculty of the Graduate School University of Southern California in partial fulfillment of the requirements for the degree Doctor of Philosophy (Planning), 2006.

LEVTNSON, D. M.; KUMAR, A. Density and the journey to work. **Growth and Change**, v. 28, n. 2 (3), p. 147-172, 1997. Disponível em: <doi:10.1111/j.1468-2257.1997.tb00768.x.>

MCMILLEN, D. P. Nonparametric employment subcenter identification. **Journal of Urban Economics**, v. 50, n. 3, p. 448-473, 2001.

_____. Employment densities, spatial autocorrelation, and subcenters in large metropolitan areas. **Journal of Regional Science**, v. 44, n. 2, p. 225-244, 2004.

MIDELFART-KNARVIK, K. *et al*. **The location of European industry**. Brussels, 2000.

_____. Integration and industrial specialisation in the European Union. **Revue Économique**, v. 53, n. 3, p. 469-481, 2002.

PAEZ, A.; UCHIDA, T.; MIYAMOTO, K. Spatial association and heterogeneity issues in land price models. **Urban Studies**, v. 38, n. 9, p. 1.493-1.508, 2001.

QUINLAN, M. **Living where we used to work**. Master thesis, Buffalo, State University of New York, Chapter 3: Cities Comparisons, Downtowns in Northeastern Cities, Sep. 2006.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R**: a language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2011. ISBN 3-900051-07-0, URL. Disponível em: <http://www.R-project.org>

RILEY, D.; DRAVITZKI, V. **Review of settlement form descriptors**. Lower Hutt, New Zealand: Opus International Consultants, Urban Research Unit, 2004 (Working Paper, n. 520.951.03).

SCHWANEN, T.; DIELEMAN, F. M.; DIJST, M. The impact of metropolitan structure on Commute Behavior in the Netherlands: a multilevel approach. **Growth and Change**, v. 35, n. 3, p. 304-333, 2004.

SHIM, G. *et al*. The relationship between the characteristics of transportation energy consumption and urban form. **The Annals of Regional Science**, v. 40, n. 2 (4), p. 351-367, 2006. Disponível em: <doi:10.1007/s00168-005-0051-5>

SOUSA, F. **A localização da indústria de transformação brasileira nas últimas três décadas**. 2002. Dissertação (Mestrado) – Fundação Getulio Vargas. Rio de Janeiro, 2002.

TSAI, Y.-H. Quantifying urban form: compactness versus "sprawl". **Urban Studies**, v. 42, n. 1, p. 141-161, 2005.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2011

EDITORIAL

Coordenação
Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão
Andrea Bossle de Abreu

Revisão
Eliezer Moreira
Elisabete de Carvalho Soares
Fabiana da Silva Matos
Lucia Duarte Moreira
Luciana Nogueira Duarte
Míriam Nunes da Fonseca

Editoração
Roberto das Chagas Campos
Aeromilson Mesquita
Aline Cristine Torres da Silva Martins
Carlos Henrique Santos Vianna
Maria Hosana Carneiro Cunha

Capa
Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico
Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo.
70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br
Tiragem: 500 exemplares

Logotipo/slogan de governo removido em observancia ao disposto no art. 40 da Lei n 9.504/1997

Missão do Ipea
Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.

ISSN 1415-4765

Ministério da
Integração Nacional

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

SECRETARIA DE ASSUNTOS ESTRATÉGICOS DA PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA