

## **Adensamento Urbano como Condicionante da Mobilidade nos Centros Urbanos Brasileiros: O Caso da Região Metropolitana do Recife**

Marina Rogério de Melo Barbosa – PIMES/UFPE. marinarogério@gmail.com

Raul da Mota Silveira Neto – PIMES/UFPE. rau.silveira@uol.com

### **Resumo**

A Região Metropolitana do Recife apresentou entre 2003 e 2013 a maior elevação do tempo de *commuting* entre todas as demais RMs do Brasil, um movimento que acompanhou seu forte adensamento urbano. Este trabalho fornece evidências a respeito da influência do adensamento urbano sobre o tempo de *commuting* na referida Região Metropolitana. Obtidos a partir da utilização das Áreas de Ponderações (APs) da RMR do Censo de 2010 e da consideração explícita da possível dependência espacial através de diferentes modelos econométricos, os resultados obtidos indicam uma significativa influência positiva do adensamento urbano sobre o tempo de *commuting* nas APs, o que é consistente com a presença de externalidades negativas derivadas da congestão no uso do espaço público nestas localidades. Tal resultado é, além disto, robusto e está sempre presente mesmo com a consideração da influência de variáveis tradicionalmente associadas ao tempo de *commuting* nos centros urbanos, como, por exemplo, a renda e a distância ao Centro.

**Palavras-chave:** tempo de *commuting*; Recife; econometria espacial.

### **Abstract**

The Metropolitan region of Recife presented the highest growth in its commuting time between 2003 e 2013, a period of strong increase in its urban density. The present work provides evidence about the influence of urban density on commuting time for the Metropolitan Region of Recife (RMR), by studying the home-work translation time of the employed. The results are obtained using spatial econometrics models applied to data provided by the 2010 IBGE Demographic Census for the Areas de Ponderações. The main evidence indicates that local density has a positive and significant influence on commuting time of the Areas de Ponderações of RMR, a result consistent with the presence of negative externalities associated with the congestion of local urban space. Furthermore, this result is robust to the consideration of traditional influence of different variables on commuting time arising, for example, from local income and distance to the CBD.

**Keywords:** commuting time; Recife; spatial econometrics

**Código JEL:** R41, R23.

**Área Anpec:** Área 10 - Economia Regional e Urbana

## 1. Introdução

O tempo gasto no deslocamento da residência ao local de trabalho (*commuting*, para a literatura de Economia Urbana) das cidades brasileiras é reconhecidamente elevado para os padrões mundiais (IPEA, 2013; Silveira Neto et al. 2014). Neste contexto, entre os centros urbanos do país, a situação da Região Metropolitana do Recife (RMR) merece particular destaque, uma vez que, de acordo com os dados da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) do ano 2013, no referido ano, a RMR apresentava o terceiro maior tempo de *commuting* entre as 10 maiores Regiões Metropolitanas do país; seu tempo médio de *commuting* (cerca de 40 minutos) situava-se abaixo apenas daqueles registrados para as regiões metropolitanas do Rio de Janeiro, São Paulo, os dois maiores centros urbanos do país.

Na verdade, tal situação na RMR resulta do significativo aumento do tempo gasto no percurso de casa ao trabalho entre 2003 e 2013: novamente segundo dados da PNAD, no referido intervalo de tempo, o tempo de *commuting* da RMR apresentou a maior taxa de aumento (cerca de 23%) entre todas as regiões metropolitanas do país registradas na PNAD. Consequência desta situação, em 2013, por exemplo, cerca de 14% dos ocupados da RMR já levavam mais de uma hora no trajeto da residência ao local de trabalho, um percentual acima do verificado para demais regiões metropolitanas do Nordeste, do Sul e do Centro-Oeste do Brasil e mesmo acima daquela verificada na RM Belo Horizonte, uma metrópole do Sudeste.

É importante apontar que tal piora nas condições de mobilidade da RMR não parece ser explicado nem por seu crescimento populacional no período, nem por um possível espraiamento urbano vivenciado na referida região metropolitana. De fato, de acordo com os dados do Censo Demográfico de 2010, a Cidade do Recife (maior cidade da RMR), com crescimento populacional em torno de 8%, situa-se apenas na 24<sup>a</sup> colocação entre as capitais brasileiras em termos de crescimento populacional, e mesmo a RMR é, entre as 10 principais RMs do país, apenas a penúltima colocada em termos de expansão populacional no mesmo período. Ao mesmo tempo, ao contrário de espraiamento, observou-se entre 2000 e 2010 um adensamento urbano na principal cidade da RMR: os bairros que mais cresceram no Recife não foram os mais distantes do centro da cidade, mas os relativamente próximos.

De fato, a piora das condições de mobilidade é consistente com um maior adensamento urbano da RMR, com as nossas residências assumindo formas mais verticais, e maior utilização do transporte individual no período. Num espaço urbano de tamanho relativamente reduzido e com ruas antigas e pouco apropriadas para o uso intensivo do transporte individual (Recife é a 5<sup>a</sup> menor capital do país em termos de área e está entre as três mais antigas capitais do Brasil), o maior adensamento urbano, expresso pela rápida verticalização observada na RMR (entre 2001 e 2012 no Recife, 96% das residências negociadas na cidade eram de edificações de 4 pavimentos os mais, de acordo com dados do ITBI da prefeitura da cidade), aliado ao uso mais intensivo do transporte individual (entre 2001 e 2012 a frota de veículos aumento de 70% na Cidade do Recife) provavelmente estão entre os fatores pro trás da piora das condições de mobilidade da RMR.

Dada relevância da mobilidade urbana para a qualidade de vida das cidades brasileiras e a vasta literatura internacional sobre o tema (Crane, 2007; Gordon et al., 2004; White, 1986; e Johnston-Anumonwo, 1992; Lee e Macdonald, 2003), há curiosamente um número bastante reduzido de estudos que tratam dos determinantes do tempo de *commuting* no Brasil. Recentemente, o IPEA (2013) apontou a elevação do tempo de *commuting* das maiores regiões metropolitanas brasileiras nas últimas duas décadas. Silveira Neto, Duarte e Páz (2014), por sua vez, realizaram estudo específico para a Região Metropolitana de São Paulo (RMSP). Contudo, ao menos na literatura econômica, não existe estudo específico dos condicionantes do tempo de ida ao trabalho para a Região Metropolitana do Recife (RMR).

Neste contexto, é interessante perceber que, como já havia apontado anteriormente Gordon et al (1989) e apontaram mais recentemente Kirby e Lesage (2009), no estudo dos determinantes do tempo de *commuting*, é necessário levar em consideração que o mesmo é um fenômeno que tipicamente envolve dependência espacial: devido ao uso do espaço urbano comum, o tempo de *commuting* de um indivíduo ou dos indivíduos de um bairro ou localidade pode ser afetado pelo tempo de *commuting* dos outros indivíduos ou dos outros bairros. Na verdade, como se discute adiante, há tipicamente dois tipos de interação espacial envolvidos no tratamento empírico do *commuting*: o uso do espaço comum, “*crowding*”, que congestiona as vias, e a presença de variáveis omitidas afetando variável dependente em ocorrências (choques) espacialmente correlacionadas. Na interação do primeiro tipo, a dependência espacial pode ser caracterizada pela presença de variável dependente espacialmente correlacionada, como em Kirby e Lesage (2009) ou pela presença de variável explicativa que capte o efeito “*crowding*” dentro da unidade geográfica utilizada (a exemplo da densidade populacional) como em Gordon et al (1989, 2004).

O objetivo desta pesquisa é, pois, investigar a influência do adensamento urbano sobre o tempo de *commuting* na RMR. O que é levado a efeito considerando-se também, como controles, os condicionantes diretamente vinculados à teoria econômica e explicitamente a possibilidade de dependência espacial entre as unidades espaciais analisadas. Os resultados, obtidos a partir de dados do Censo Demográfico de 2010 e da utilização das Áreas de Ponderações (APs, agregados de bairros), indicam que, de fato, a densidade demográfica das localidades está positiva e robustamente associada ao tempo de *commuting*, um resultado consistente com a existência de externalidades negativas associadas à congestão das vias públicas nas APs e com a literatura (Gordon et al. 1989). As evidências também indicam que tanto a distância ao Centro da Cidade do Recife, como a renda influenciam o tempo de *commuting* dos habitantes das APs. Diferentemente do obtido por Kirby e Lesage (2009), a dependência espacial identificada nos modelos econométricos também se faz presente a partir dos resíduos das regressões e não no *lag* espacial da variável dependente.

Este trabalho está organizado em mais cinco seções, além desta introdução. A Seção 2 apresenta breve discussão da literatura disponível, em âmbito nacional e internacional, sobre os condicionantes do tempo de *commuting*. Na Seção 3 é apresentada a metodologia utilizada, sendo na Seção 4 apresentada e discutida a base de dados. A Seção 5 apresenta e discute os resultados, e na Seção 6 são apresentadas as conclusões.

## **2. Tempo de *commuting* e dependência espacial: evidências disponíveis**

Os condicionantes do tempo de ida ao trabalho dos indivíduos dentro das cidades já foram amplamente estudados na literatura de Economia Urbana. O Modelo Monocêntrico, devido a Alonso (1964), Muth (1969) e Mills (1967), fundamenta a explicação tradicional para o tempo de ida ao trabalho. Neste modelo a renda familiar é apontada como importante condicionante do dilema existente entre espaço para moradia (tamanho das residências) e acessibilidade (maior proximidade do Centro). Na abordagem que não considera o custo do tempo gasto, apenas os gastos com a acessibilidade (custo de transporte público e combustível, por exemplo) as famílias de maior renda estariam localizadas a maiores distâncias do Centro que as famílias mais pobres, uma vez que as primeiras demandariam maior espaço (com custos menores a maiores distâncias).

Contudo, ao incluir o tempo gasto no trajeto como um item na restrição orçamentária das famílias, o efeito se torna ambíguo: enquanto que o desejo por mais espaço leva as famílias ricas a se instalarem mais afastadas do Centro, o custo de maior perda com tempo de ida ao trabalho a longas distâncias do Centro traz um incentivo para os mais ricos se

aproximarem do Centro. Como resultado, o efeito da relação entre renda e tempo de deslocamento depende da elasticidade-renda da demanda por espaço em relação à elasticidade renda da demanda por redução do custo na ida ao trabalho.

Gleaser, Kahn e Rappaport (2008), no estudo do tempo de deslocamento, consideram o papel dos diferentes modos de transporte, e concluem que a localização dos pobres nas cidades é fortemente associada à localização das vias de transporte público, uma vez que estes não podem arcar com custos de aquisição de automóveis particulares. Com isso, a localização dos mais pobres nos Centros das cidades deve ser entendida como uma estratégia para elevação da mobilidade urbana, o que reduziria seu tempo de ida ao trabalho.

Brueckner e Rosenthal (2009) chamam a atenção para a idade do imóvel, com os mais ricos preferindo imóveis mais novos, que se localizam mais afastados do centro, o que eleva o seu tempo de deslocamento casa-trabalho em relação aos mais pobres. Tal configuração é observada no padrão de localização das cidades americanas. Brueckner, Thisse e Zenou (1999), contudo, mostram que tal padrão pode se modificar caso os Centros apresentem amenidades urbanas valorizadas pelos indivíduos de maior renda, o que seria o caso de algumas cidades europeias como Paris.

Para o caso do Brasil, conjuntura semelhante é observada para as regiões metropolitanas de São Paulo (RMSP) e de Recife (RMR), onde os mais elevados tempos de deslocamento são observados entre trabalhadores de renda média, enquanto os mais ricos e os mais pobres são os que levam menos tempo para chegar ao local de trabalho (Lima e Silveira Neto, 2012).

Em estudo realizado por Silveira Neto, Duarte e Páz (2014) além da renda, fatores apontados como determinantes para o tempo de ida ao trabalho são o gênero e o estado civil, sobretudo das mulheres. Em comparação aos homens, as mulheres são mais propensas a ter menor tempo de deslocamento independentemente da estrutura familiar, porém o efeito é mais pronunciado para mulheres casadas, especialmente em famílias onde os dois cônjuges trabalham. Outro fator considerado, a presença de crianças na família, também parece diminuir a capacidade das mulheres para trabalharem em áreas mais distantes do local de moradia. Porém, o mesmo não é observado para os homens.

Tal conjuntura, afirmam os autores, pode refletir outros fatores culturais e ambientais no Brasil. O menor tempo de deslocamento observado para as mulheres (casadas ou não, com crianças na família ou não) pode ser resultado do menor número de cargos de trabalho especializados ocupados por mulheres, que estão envolvidas em trabalho informal ou de baixa qualificação, mas perto de sua moradia.

Para a RMR, Lima e Silveira Neto (2012) obtêm evidências sobre o tempo de ida ao trabalho na região a partir da estimação dos parâmetros de um modelo *probit* ordenado. Como resultados os autores mostraram que o maior tempo gasto está associado ao indivíduo de cor branca e relativamente escolarizado, ao que está ocupado na Indústria da Construção e, sobretudo, ao fato do indivíduo ser empregado formal e não informal, conta própria ou empresário.

Johnston-Anumonwo (1992) aponta que as características a serem levadas em conta no estudo dos determinantes do tempo de commuting incluem situação de emprego (formal ou informal), localização residencial e modo de deslocamento. Enquanto que Madden (1981) considera que a diferença dos gêneros com respeito à divisão do trabalho em casa e à criação das crianças é, em parte, responsável pelo deslocamento mais curto das mães.

Gordon, Kumar e Richardson (1989), em estudo para os Estados Unidos usando o estimador de Mínimos Quadrados em dois estágios (2SLS), inserem como condicionantes a área urbanizada, densidade comercial e industrial, população, número de empregos no centro e na região metropolitana, razão de empregos em manufatura, variável que capta número de proprietário e de locatários de imóveis, densidade comercial, renda média familiar, proporção

de trabalhadores na indústria e no comércio e a proporção de trabalhadores que se locomovem sozinhos em seus carros. Como resultados, os autores encontram que regiões metropolitanas com orientação policêntrica e mais dispersa facilitam o menor tempo de commuting, assim como baixa densidade residencial e alta densidade de indústrias.

Em estudo de 2004, Gordon, Lee e Richardson, em análise do Censo americano de 2000, através de uma OLS, encontram que a proporção de trabalhadores se utilizando do trânsito, a população, a renda média, e o número de veículos por domicílio tem efeito positivo sobre o tempo médio de commuting, enquanto que a densidade populacional bruta e a proporção de empregos nos subúrbios têm impacto negativo. Para uma determinada densidade (mantendo constante todas as demais variáveis), o emprego nos subúrbios beneficia o tráfego; neste sentido, o espraiamento ajuda. No entanto, para qualquer nível de urbanização, densidade populacional mais elevada reduz o tempo de commuting neste estudo.

Mais recentemente, Kirby e Lesage (2009) consideram três conjuntos de variáveis para explicar o tempo de commuting usando setores censitários dos Estados Unidos: variáveis relacionadas à localização de residência; variáveis demográficas; e variáveis de controle, como população residente, tamanho da região, número de residentes com ensino superior e número de domicílios alugados. O trabalho destes autores pode ser considerado pioneiro ao considerar e modelar explicita e empiricamente a dependência espacial. As variáveis de maior impacto neste trabalho, que analisa as mudanças ocorridas entre o ano de 1990 e 2000, são o número de homens e mulheres empregados em cada setor censitário e o número de residentes que se mudaram no último ano.

Na modelagem empírica dos determinantes do tempo de *commuting* é necessário determinar o tipo de interação que ocorre na região estudada. Quando a dependência espacial deriva do compartilhamento do espaço público comum (*crowding*) as especificações econométricas incluem o modelo de *lag* espacial, como observado no trabalho de Kirby e Lesage (2009), e o modelo em que a dependência espacial é apreendida pelas variáveis explicativas, como na variável “densidade”, como no trabalho de Gordon e Richardson (1989). Por outro lado, há também casos em que os erros são espacialmente correlacionados, como quando a dependência espacial é devida à variável omitida que afeta a variável dependente e espacialmente correlacionada, ou em decorrência de choques ou variações imprevistas no tempo de *commuting* espacialmente correlacionados.

### 3. Estratégia Econométrica

O uso da modelagem espacial para o tratamento dos dados em estudos de deslocamento se justifica pela presença de dependência espacial entre as observações ou de heterogeneidade espacial nas relações modeladas, o que fere os pressupostos básicos de Gauss-Markov, que são utilizados tradicionalmente em modelos de regressão (Lesage, 1999). Congestionamento é sabidamente espacialmente dependente, pois ações dos vizinhos acabam por afetar a variável de interesse.

Quando há a presença de heterogeneidade espacial o comportamento econômico não é estável através do espaço, podendo gerar padrões espaciais característicos sob a forma de agrupamentos ao longo do set de dados além de variar com a unidade (Vieira, 2009). Problemas gerados pela heterogeneidade espacial podem ser corrigidos com o uso de instrumentos fornecidos pela econometria padrão, porém o problema torna-se mais complexo em situações onde além de heterogeneidade têm-se a presença de autocorrelação espacial.

A metodologia utilizada neste trabalho segue, em parte, a sugestão de Kirby e Lesage (2009), que mostraram que as mudanças no tempo de *commuting* (tempo ou distância gastos no trajeto de casa ao local de trabalho) dos setores censitários dos Estados Unidos para o

período de 1990 a 2000 utilizando um Spatial Durbin Model (SDM) e dados do Censo dos EUA. O modelo do trabalho apresenta defasagem espacial tanto na variável dependente quanto nas variáveis explicativas. A partir do SDM é possível verificar os impactos totais, diretos e indiretos das variáveis explicativas sobre a variável explicada e sobre as variáveis explicativas dos vizinhos.

No presente caso, a unidade geográfica de observação é a Área de Ponderação do Censo Demográfico de 2010. O menor tamanho de uma Área de Ponderação não municipal é de 40 domicílios particulares ocupados na amostra, desse modo o número de observações para este estudo ficou limitado a 85 Áreas de Ponderação: 40 em Recife, 17 em Jaboatão dos Guararapes, 15 em Olinda e 13 em Paulista. Tal restrição é importante, dado que se incorreria num grau de liberdade muito baixo se usado um grande número de variáveis.

O Censo 2010 do IBGE divulgou microdados do universo, que pra Pernambuco representa 8.796.448 observações no universo, 892.250 na amostra de pessoas e 253.677 observações na amostra de domicílio. As malhas digitais das Áreas de Ponderação foram divulgadas apenas para os municípios de Recife, Olinda, Paulista, Jaboatão dos Guararapes, Caruaru e Petrolina, os quais foram selecionados os quatro primeiros pela contiguidade (vizinhança).

Para contornar tal dificuldade, que impõe um número reduzido de informações, foi utilizada uma especificação fundamental, considerando um conjunto de variáveis que, além de suporte teórico, empiricamente apresentam regularmente impacto no tempo de *commuting*, de acordo com a literatura.

Especificamente, para a variável explicativa de interesse maior do trabalho, o adensamento urbano local, foi utilizada a densidade demográfica da Área de Ponderação. Como mostraram Gordon et al (1989), Gordon et al (2004) e, mais recentemente, Kirby e Lesage (2009), tal variável parece capturar com precisão a influência do adensamento urbano sobre o tempo de *commuting*. Para obter influência minimamente crível desta variável, foram também utilizadas como controles variáveis tradicionais na literatura: a distância ao centro (considerando o centro como a Área de Ponderação onde se encontra o Marco Zero do Recife) e a distância ao centro ao quadrado (para captar efeitos de descentralização do emprego), a renda per capita (Gordon et al 1989 e Gordon et al 2004) e proporção de domicílios alugados por Área de Ponderação (Kirby e Lesage, 2009). Espera-se que os parâmetros das variáveis tenham os sinais em consonância com a literatura.

Especificamente, além do efeito de aumento do tempo de *commuting* associado à densidade urbana produto de um nível maior de congestão das vias públicas, também se espera uma relação positiva entre distância ao centro (que concentra parte importante das ocupações e poucas residências) e tempo de *commuting*, embora com possibilidade de tal efeito decrescer com a distância (capturado pela influência negativa do termo quadrático), uma vez que se permite alguma descentralização do emprego ou mesmo a existência de centros menos importantes (sedes dos municípios menores). Por sua vez, tanto para a renda domiciliar per capita, como para o percentual de imóveis alugados de cada área aguarda-se uma relação negativa com o tempo de *commuting* nas APs, o que estaria associado, respectivamente, a melhores infraestruturas urbanas dos bairros mais ricos e a maior poder ou flexibilidade de localização dos indivíduos não proprietários dos imóveis (o que os permite está mais próximo de suas ocupações).

É importante frisar que há importantes consequências da utilização das Áreas de Ponderação para as evidências geradas. Como geralmente abrangem mais de um bairro, a interação espacial da variável dependente dentro das APs tende a torna-se mais fraca e a dependência espacial associada ao uso do espaço tende a ser mais forte dentro da própria Área de Ponderação (como exemplo, via variável densidade). Como o número de Áreas de Ponderação não é muito grande, o limitado número de variáveis explicativas aumenta a

probabilidade de variável omitida espacialmente correlacionada, o que pode gerar dependência espacial também nos resíduos.

Os dois modelos considerados para o estudo empírico foram o Spatial Durbin Model (SDM), modelo que contém uma defasagem espacial da variável dependente, bem como uma defasagem espacial das variáveis explicativas, e o Spatial Error Model (SEM), que apresenta autocorrelação espacial no termo de erro. Ambos os modelos necessitam da especificação de uma matriz de vizinhança. Foram feitas regressões considerando seis matrizes de vizinhança diferentes, a QUEEN, que caracteriza uma região  $j$  como vizinha de uma região  $i$  se  $j$  tiver fronteira ou nó comum com  $i$ ; três matrizes de vizinhança  $W$  para os  $k$  vizinhos de maior proximidade, considerando  $k = 4$ ,  $k = 5$  e  $k = 8$  vizinhos e as matrizes de inverso da distância e de inverso da distância ao quadrado.

Formalmente, o SDM é expresso como:

$$Y = \rho WY + X\beta_1 + WX\beta_2 + \varepsilon, \quad \text{onde } \beta_1 = \beta + \gamma \text{ e } \beta_2 = -\rho\beta, \quad (1)$$

onde  $Y$  é o tempo de deslocamento diário de casa para o trabalho, em minutos, de cada Área de Ponderação;  $W$  é uma matriz de proximidade geográfica entre as Áreas de Ponderação;  $X$  é um conjunto de variáveis que influenciam no tempo de ida ao trabalho das pessoas;  $\varepsilon$  é um termo de erro;  $\rho$  mede a influência média das observações vizinhas sobre as observações do vetor  $y$ ; e demais letras gregas representam parâmetros a serem estimados.  $WY$  representa uma média do tempo de deslocamento ao local de trabalho de Áreas de Ponderação vizinhas, e  $WX$  é o vetor de variáveis explicativas das Áreas de Ponderação vizinhas.

Os resultados do modelo SDM não são interpretados diretamente como derivadas parciais como no caso do modelo clássico de regressão linear, seus estimadores possuem interpretação mais elaborada devido a presença de *spillovers* espaciais e são divididos em impactos diretos, indiretos e totais. O impacto direto é uma medida sintética que captura a média dos efeitos da observação  $i$  sobre ela mesma e é dada pelo traço da diagonal principal de  $S_r(W)$ . Essa medida deve ser interpretada de forma similar aos coeficientes de um modelo OLS. O impacto total mede o efeito médio de todas as observações  $j$  incorporadas na matriz de vizinhança sobre a observação  $i$ , incluído seu próprio efeito. O impacto indireto mensura a influência média das observações vizinhas sobre a observação  $i$ . Matematicamente é dado pela diferença entre os efeitos total e direto.

Já o SEM é representado formalmente por:

$$y = X\beta + \varepsilon, \quad \text{com } \varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu, \text{ onde } \mu \sim N(0, \sigma^2 I_n). \quad (2)$$

O parâmetro de erro espacial,  $\lambda$ , quando significativo, reflete a autocorrelação espacial nos erros ou nas variáveis que foram omitidas do modelo. Também pode ser escrito como  $(y - \rho W y) = (x - \rho W x)\beta + \varepsilon$ . A interpretação dos resultados dos parâmetros do SEM é feita da mesma forma que os resultados do modelo OLS, de forma direta.

Ambos os modelos são comumente estimados por máxima verossimilhança (ML), que faz uso de métodos iterativos para maximização da função, pois seus parâmetros não possuem forma fechada. Já a determinação do modelo adequado sugere um teste empírico para a presença de variáveis omitidas que estão correlacionadas com as variáveis incluídas. Especificamente, um teste de razão de verossimilhança baseado nos valores da função de log-verossimilhança do modelo de erro e do modelo de defasagem espacial que não possa rejeitar a restrição  $\hat{\beta}_2 = -\hat{\rho}\hat{\beta}_1$  (para os coeficientes de  $x$  e  $Wx$ ) indicaria a ausência de variáveis omitidas que estão correlacionadas com as variáveis incluídas, e que o modelo SEM seria mais apropriado (Kirby e Lesage, 2009). Rejeitando-se tal hipótese, o teste indica que devemos confiar no modelo SDM, que inclui uma defasagem espacial das variáveis dependentes e independentes.

#### 4. Dados e Análise Descritiva

A base de dados utilizada nesse trabalho foi o Censo Demográfico 2010, fornecida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Em todo o Brasil foram entrevistados 67,6 milhões de domicílios nos 5.565 municípios brasileiros, em 314.018 setores censitários, para a amostra foram selecionados 6.192.332 domicílios, totalizando 20.635.432 pessoas. Para Pernambuco são 8.796.448 no banco do universo. São dois tipos de questionário. O questionário básico do universo é aplicado em todas as unidades domiciliares e contém perguntas relativas às características do domicílio e dos moradores. Já o questionário da amostra é aplicado sobre as unidades domiciliares que são selecionadas para a amostra. Além das perguntas básicas, esse tipo de questionário contém informações sociais, econômicas e demográficas de seus moradores.

Os microdados da amostra para Pernambuco contêm 253.677 domicílios totalizando 892.250 pessoas. A base mais completa da amostra é divulgada em nível de Áreas de Ponderação, definidas nas notas metodológicas como sendo uma unidade geográfica, formada por um agrupamento de setores censitários, para a aplicação dos procedimentos de calibração das estimativas com as informações conhecidas para a população como um todo.

Em suas notas metodológicas, o IBGE detalha os critérios de formação das Áreas de Ponderação. Para tal, o maior nível geográfico utilizado é o município. Isto significa que uma Área de Ponderação é composta por setores censitários contíguos dentro de um único município, podendo ser o próprio município. O menor tamanho de uma área não municipal é de 400 domicílios particulares ocupados na amostra (DPOA), seguindo esse critério, municípios com menos de 800 DPOA, que não poderiam, portanto, ser subdivididos em pelo menos duas áreas com 400 DPOA ou mais, formam automaticamente uma Área de Ponderação; em alguns municípios, as Áreas de Ponderação foram definidas automaticamente considerando suas divisões administrativas distritais. Nesse caso, cada distrito deveria possuir entre 400 e 799 DPOA (Cortes, Montenegro e Brito, 2012).

Para o conjunto de municípios grandes (mais de 190 mil habitantes, como é o caso dos estudados neste trabalho), foi realizada uma consulta aos órgãos de planejamento municipal para que as Áreas de Ponderação fossem definidas em conjunto com o IBGE. Nesses municípios, também foram considerados os critérios de tamanho mínimo e de contiguidade do conjunto de setores para a definição das Áreas de Ponderação.

Em Pernambuco são 388 Áreas de Ponderação. Por motivos de resguardar o sigilo das informações, as informações sociais, econômicas e demográficas do banco da amostra são divulgadas apenas para Áreas de Ponderação e apenas para alguns municípios estão disponíveis as malhas digitais, que são necessárias para montar as matrizes de vizinhança utilizadas nos modelos espaciais. Para Pernambuco são Caruaru, Jaboatão do Araripe, Olinda, Paulista, Petrolina e Recife.



**Tabela 1: descrição das variáveis**

Variáveis	Descrição	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão
Tempo	Tempo médio de deslocamento de casa para o trabalho da Área de Ponderação	26.91	53	39.03	4.813
distancia	Distância do ponto central da Área de Ponderação ao Marco Zero do Recife (em km)	1.66	13.99	10.09682	109.518
distancia2	Variável de distância ao quadrado	2.7556	195.72	124.8351	343.723
densidade	Densidade populacional de cada Área de Ponderação (população/km <sup>2</sup> )	20.61	1483.28	575.2329	944.431
renda	Renda per capita de cada Área de Ponderação (em Reais)	303.9	6493.4	835.4052	4.051
renters_pc	Percentual do número de imóveis alugados por Área de Ponderação	12.60	32.55	20.16149	6.728

Nota: Elaboração própria com base no Censo 2010.

A tabela 1 apresenta as variáveis utilizadas no trabalho. O tempo médio de deslocamento dos quatro municípios é de 39 minutos. A distância média das áreas de ponderação ao centro do Recife é de 10 km, e a distância ao quadrado é de 125 km. A densidade populacional média é de 575 pessoas por quilômetro quadrado e a renda média em 2010 era de 835 reais. Em média, cada Área de Ponderação tem 20% do total de domicílios em situação de aluguel.

A variável de interesse, tempo de deslocamento, é categórica. No questionário assinalou-se o tempo habitual gasto no deslocamento entre o domicílio da pessoa e o seu local de trabalho (único ou o principal). Se o deslocamento para o trabalho ocorreu a partir do local de estudo, o tempo de duração deveria corresponder a este percurso. Caso a pessoa utilizasse mais de um meio de locomoção até o trabalho, considerou-se o somatório do tempo gasto. Especificamente, a seguinte classificação da informação é encontrada: 1 - Até 05 Minutos; 2 - De 06 minutos até meia hora; 3 - Mais de meia hora até uma hora; 4 - Mais de uma hora até duas horas; e 5 - Mais de duas Horas.

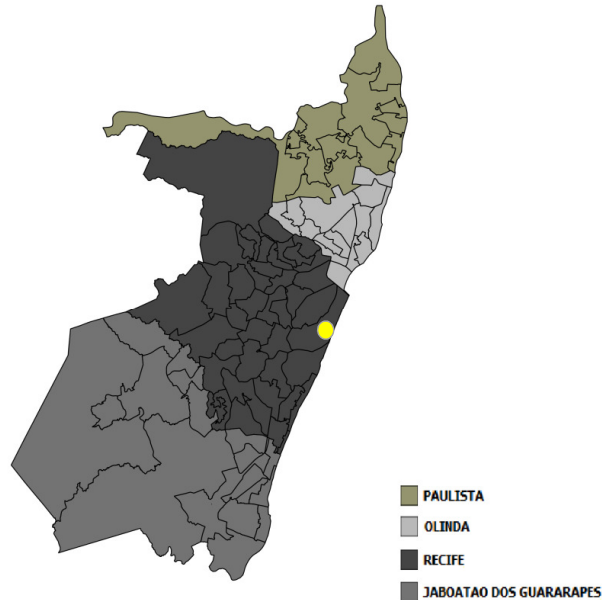
Para o desenvolvimento da variável utilizada nos modelos o tempo médio de deslocamento das viagens foi calculado utilizando o ponto médio de cada categoria intermediária e o primeiro ponto da última categoria aberta, conforme sugerido em Bussab e Morettin (1987):

$$(2.5 * F_1 + 18 * F_2 + 45 * F_3 + 90 * F_4 + 120 * F_5) / \text{Total} \quad (3)$$

onde  $F_n$  representa a frequência com que cada categoria foi computada em cada Área de Ponderação e o total representa o total de ocupados da Área de Ponderação que se deslocam para o trabalho.

Objeto deste trabalho, os municípios de Paulista, Olinda, Recife e Jaboatão, representados na Figura 1, estão localizados no litoral do estado e fazem fronteira entre si. São os municípios mais populosos, juntos concentram 2.899.361 de habitantes numa área de

611,57 km<sup>2</sup> (densidade populacional de 4.740,85 hab/km<sup>2</sup>). Juntos somam um PIB per capita (a preços de 2012) de R\$ 557.041,54 e têm rendimento domiciliar per capita de R\$ 2.423,29. Apesar de representar apenas 22% da área total da RMR, os quatro municípios concentram 77% da população e 70% da renda da região (IBGE).

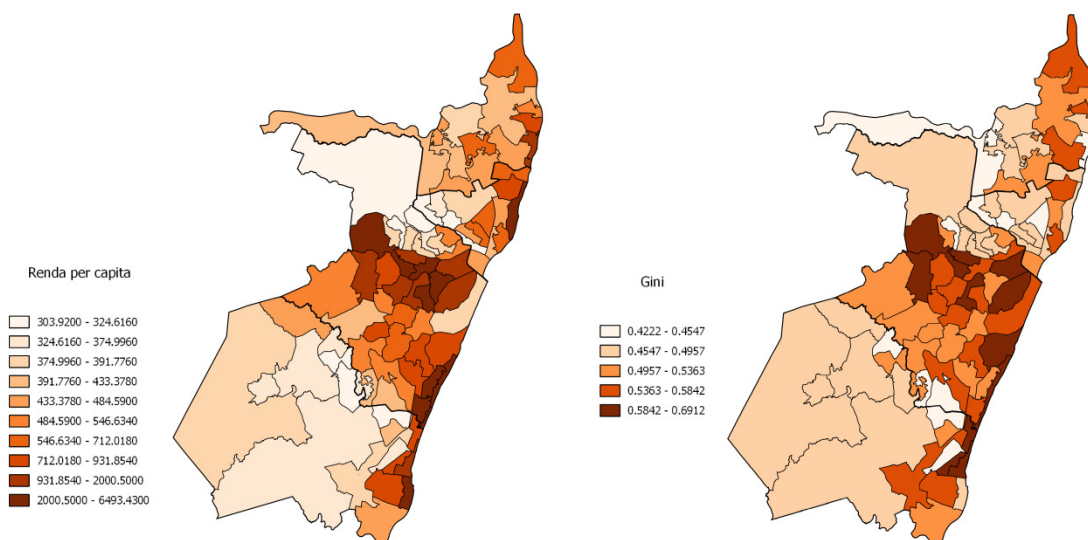


**Figura 1: Municípios da Região Metropolitana do Recife**

Fonte: Elaboração própria baseado no *shapefile* fornecido pelo IBGE

Obs: O ponto amarelo representa o Marco Zero do Recife.

Também fazem parte da RMR os municípios de Abreu e Lima, Araçoiaba, Cabo de Santo Agostinho, Camaragibe, Igarassu, Ilha de Itamaracá, Ipojuca, Itapissuma, Moreno e São Lourenço da Mata. Apenas os municípios de Camaragibe e São Lourenço da Mata fazem fronteira com Recife e não foram considerados no estudo.

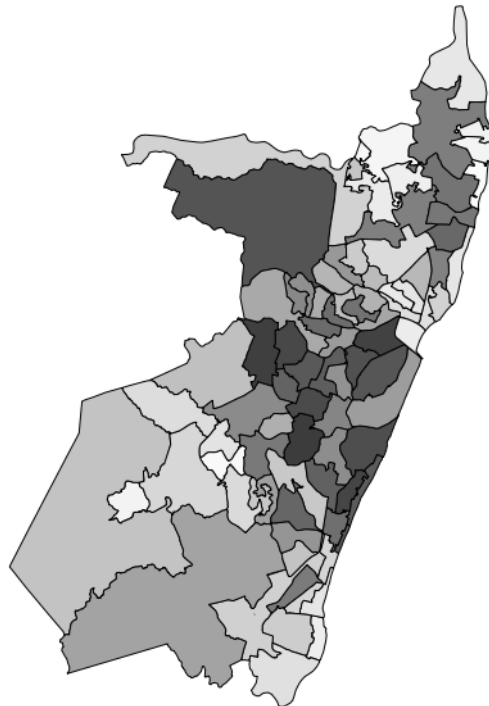


**Figura 2: Renda per capita e Índice de Gini da renda por Área de Ponderação**

Fonte: Elaboração própria baseado no *shapefile* fornecido pelo IBGE

Como pode ser visto nos mapas da Figura 2 acima, algumas regiões dos municípios são consideradas de alta renda, algumas de renda média e outras de renda baixa. Como o mapa do Gini indica, as regiões de maior renda são também as de renda mais concentrada, e é comum no retrato das cidades áreas de prédios e casarões ladeadas por favelas e casas humildes.

É o caso do litoral da cidade do Paulista, que inclui os bairros de Maria Farinha (onde a presença de condomínios de luxo salta aos olhos), Pau Amarelo e Janga. Em Olinda, é o caso da orla da praia, que concentra prédios de alta renda. Recife tem dois pontos bem característicos: o bairro de Boa Viagem e a Zona Norte da Cidade, que inclui os bairros de Casa Forte, Parnamirim, Jaqueira, Tamarineira, entre outros. Jaboatão dos Guararapes tem os bairros de Piedade e Candeias, muitas vezes considerados seguimentos de Boa Viagem.



**Figura 3: Número de ocupados que trabalham no mesmo município de residência**

Fonte: Elaboração própria baseado no *shapefile* fornecido pelo IBGE

Obs: Áreas mais escuras indicam maiores valores.

Para a construção do modelo espacial considerou-se o *central business district* (CBD) como sendo a Área de Ponderação em que se encontra o Marco Zero do Recife. Essa suposição parece bastante razoável. Dados do Censo Demográfico 2010 mostram que, dos ocupados que trabalham em outro município que não o de residência, em Paulista 70.21% trabalha em Recife. Os números são ainda maiores para Olinda (87.32%) e para Jaboatão dos Guararapes (83.91%). Portanto, a utilização de modelos espaciais aplicados a dados dos quatro municípios, principalmente um modelo de deslocamento, parece bastante acertado e de grande interesse de estudo. A Figura 3 mostra o número de ocupados que trabalham no mesmo município de residência. Pode-se perceber que as cidades vizinhas ao Recife têm poucos ocupados nessa situação.

Evidências empíricas corroboram com a escolha do Marco Zero (Praça Rio Branco) como epicentro comercial, e desse modo a escolha da Área de Ponderação em que este se encontra. A RPA 1, região político-administrativa onde fica localizado o Marco Zero, figura

como a região economicamente mais importante do Recife tanto em função da presença do centro administrativo municipal e estadual, representados respectivamente pela Prefeitura da Cidade do Recife e pelo Palácio do Governo, quanto por causa da concentração de empresas dos setores de saúde, bancário e de tecnologia (Seabra e Silveira Neto, 2014). Ademais, a RPA 1 possui a menor quantidade de residentes por empresa instalada na região e concentra 43,26% da arrecadação do ISS (Imposto Sobre Serviços de Qualquer Natureza), o que sugere que sua formação de renda é maior (Idem).

A cidade do Recife, principalmente em sua área central, é entrecortada por rios e pontes, o que torna a delimitação das Áreas de Ponderação não homogênea. Em adição, apesar de ser constituída por bairros próximos e de alguma forma semelhantes, algumas Áreas de Ponderação são muito extensas e englobam muitos bairros, como é o caso da área 002 do Recife, que engloba os bairros da Boa Vista, Soledade, Santo Amaro, Paissandu e Ilha do Leite, todos próximos ao CBD.

## 5. Resultados

### 5.1 Dependência espacial no tempo de *commuting*: análise exploratória

O índice global de Moran (I) é amplamente utilizado na Economia Regional para detectar autocorrelação espacial nas variáveis. Essa estatística varia entre -1 e 1. Valores próximos de zero indicam inexistência de autocorrelação espacial significativa: quanto mais próximo do valor unitário, mais autocorrelacionado estará. Se o valor dessa estatística for positivo (negativo), a autocorrelação será positiva (negativa). O índice tem a seguinte forma:

$$I = \frac{\sum_{i \neq j}^n w_{ij} (z_i - \bar{z})(z_j - \bar{z})}{\sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})^2} \quad (4)$$

Onde  $n$  é o número de observações;  $w_{ij}$  é o elemento na matriz de vizinhança para o par  $i$  e  $j$ ;  $z_i$  e  $z_j$  são desvios em relação à média; e  $\bar{z}$  é a média.

A Tabela 2 abaixo descreve as estatísticas globais I de Moran construídas para o tempo de deslocamento, considerando-se diferentes tipos de matrizes espaciais. As estatísticas foram positivas e mostram-se estatisticamente significantes a 1% para as matrizes QUEEN e W de quatro e de oito vizinhos e a 5% para a matriz inverso da distancia. Esse resultado mostra indícios de dependência espacial positiva entre o tempo de deslocamento médio das Áreas de Ponderação dos quatro municípios.

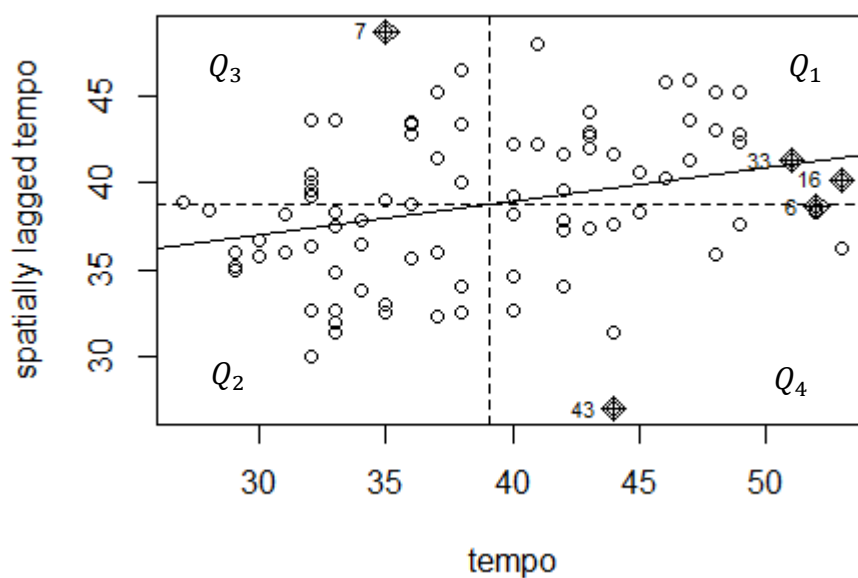
**Tabela 2: Tempo de commuting (I-Moran)**

I-Moran(queen)	0.194**
I-Moran(4k)	0.198**
I-Moran(8k)	0.161**
I-Moran(inverso da distância)	0.0694*

A figura a seguir mostra o *plot* do I de Moran obtido com a utilização da matriz QUEEN. O gráfico da Figura 4 representa quatro quadrantes que correspondem a quatro padrões de associação local espacial entre as Áreas de Ponderação e seus vizinhos. O primeiro quadrante, Q1, conhecido como alto-alto (AA), ou *high-high* – (HH), mostra regiões com altos valores para a variável, valores acima da média, assim como seus vizinhos (Vieira,

2009). O segundo quadrante representa localidades com baixos valores cercadas por vizinhos de baixos valores (*low-low* – (LL)). Os terceiro e quarto quadrantes são o baixo-alto e o alto-baixo, respectivamente.

**Figura 4: Distribuição espacial do tempo médio de deslocamento: tempo de *commuting* das Áreas de Ponderação e de suas áreas vizinhas**



Nota: Elaboração própria com base em dados do Censo 2010

## 5.2 Condicionantes do tempo de *commuting* na RMR

Na tabela 3, a seguir, são apresentadas as estimativas dos coeficientes das variáveis explicativas para o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS), *Spatial Error Model* (SEM) e *Spatial Durbin Model* (SDM). As variáveis lag.distancia ao centro, lag.distancia ao centro ao quadrado, lag.densidade populacional, lag.renda per capita e lag.percentual de domicílios ocupados representam as defasagens espaciais das respectivas variáveis.

Os resultados obtidos para as estimativas OLS dos parâmetros da tabela 3 devem ser vistas como uma primeira aproximação, pois não consideram a dependência espacial, nem a possibilidades de variáveis omitidas espacialmente correlacionadas. Entretanto, note-se que todos os valores estimados indicam efeitos das variáveis sobre o tempo de *commuting* em perfeita consonância com os resultados esperados e com a literatura. Ou seja, depois do controle para a influência da localização em relação ao Centro mais importante, da renda das localidades e do percentual de imóveis alugados, há uma relação positiva entre a densidade demográfica e o tempo de *commuting* das APs da RMR. Além disto, o tempo de *commuting* tende a ser maior para localidades mais afastadas do Centro, embora tal efeito diminua com a distância, e menor para as localidades mais ricas e com maior percentual de residências alugadas. Todos estes resultados se mantêm nas demais especificações que consideram explicitamente algum tipo de interação espacial e são analisados com mais detalhes a seguir.

**Tabela 3: Resultados das estimações dos modelos – Variável dependente é o tempo médio de deslocamento**

	OLS	SEM	SDM
Densidade (log)	0,0271** (0,0151)	0,0271** (0,0134)	0,0268* (0,0143)
Dist. ao Centro	0,0454*** (0,0100)	0,0507*** (0,0090)	0,0472*** (0,0094)
Dist. ao Centro ao quadrado	-0,0009** (0,0005)	-0,001*** (0,0004)	-0,0009** (0,0004)
Renda per Capita (log)	-0,0357** (0,0166)	-0,0328** (0,0154)	-0,035** (0,0156)
Perc. de Domicilios Alugados	-0,0085*** (0,0031)	-0,0078*** (0,0029)	-0,008*** (0,0029)
lag,dist. ao centro	-	-	0,0365** (0,0192)
lag,dist. ao centro ao quadrado	-	-	-0,0011 (0,0009)
lag,densidade	-	-	0,0041 (0,033)
lag,renda per capita	-	-	-0,0046 (0,0377)
lag,perc. de domicílios alugados	-	-	0,0018 (0,0075)
$\rho$	-	-	-0,3525* (0,1777)
$\lambda$	-	0,3918** (0,1786)	-
R <sup>2</sup>	0,7399	-	-
R <sup>2</sup> Ajustado	0,7234	-	-
Log-Verossimilhança	-	88,4691	89,8288
AIC	-	-160,94	-153,66
AIC para lm	-	-159,03	-152,16
Teste LM sobre os resíduos			
	Estatística	Parâmetros	p.value
LMerr	2,7221	1	0,099*
LMlag	0,0128	1	0,9100
RLMerr	3,8752	1	0,0490**
RLMlag	1,165924	1	0,2802
SARMA	3,888105	2	0,1431
Número de Observações	85	85	85

Nota: Elaboração própria com base no Censo 2010.

\*\*\* Significante a 1% \*\* Significante a 5%, \* Significante a 10%.

As estatísticas e informações tradicionais das estimativas do modelo OLS também parecem favoráveis. Os valores do  $R^2$  e do  $R^2$  ajustado são em torno de 0,7, valores bastante elevados, revelando a importância das variáveis consideradas. Por sua vez, os testes realizados também mostram que os resíduos parecem normais (Jarque-Bera: estatística de teste = 0.1088,  $p = 0.9471$ ) e homocedásticos (Breusch-Pagan: estatística de teste = 10.3767,  $p = 0.06524$ ). A depender do tipo de dependência espacial presente, contudo, tais estimativas podem ser ineficientes (no caso do modelo SEM capturar tal dependência) ou enviesadas (no caso do modelo SDM ser a melhor especificação para tal dependência).

Com respeito a estes modelos espaciais alternativos, o teste para dependência espacial LM robusto a partir dos resíduos de mínimos quadrados (utilizando como matriz de pesos a matriz QUEEN) indicou que o tipo de dependência espacial ocorre via resíduos e não via *lag* espacial. Além disso, a estatística do teste da razão de verossimilhança mencionado anteriormente apresentou valor muito baixo, o que não permitiu a rejeição da hipótese de que não há variáveis omitidas associadas espacialmente às variáveis utilizadas. Isto indica que, para a análise dos dados da região estudada, o modelo empírico adequado é o SEM, que apresenta autocorrelação espacial no termo de erro. Tal teste da razão de verossimilhança se baseia na comparação dos ajustes de dois modelos, com e sem restrição e consiste na razão entre as verossimilhanças dos dois modelos, que, rearranjado, pode ser calculado como:

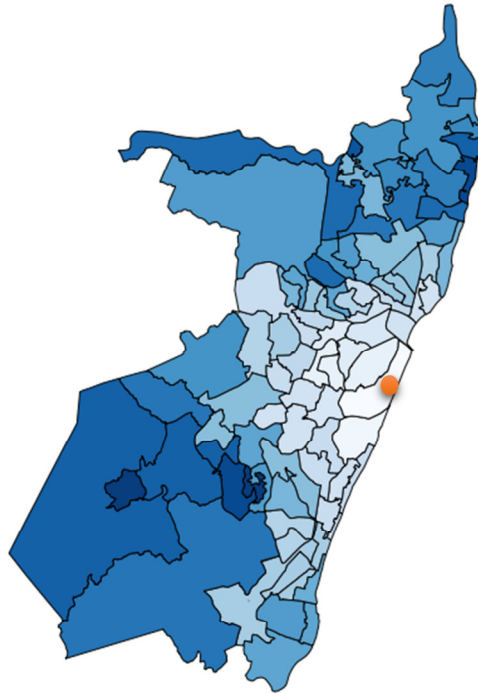
$$RV = -2(\log Ver(modelo\ com\ restrição) - \log Ver(modelo\ sem\ restrição)) \quad (5) \\ = 2,7194$$

Uma estatística que tem distribuição Qui-quadrada. A não rejeição da hipótese indica que as análises dos resultados devem ser feitas com base nas estimativas do modelo SEM e não pelo SDM, um resultado diferente daquele obtido por Kirby e Lesage (2009), o que provavelmente é explicado pelo fato de que o presente trabalho considera unidades geográficas muito maiores que aquelas utilizadas pelos referidos autores. Por esta razão, no presente contexto, é possível que a maior parte da interação espacial ocorra dentro das próprias Áreas de Ponderação, que representam, na maioria das vezes, um conjunto de bairros. Note-se que tal fato é consistente com a significância estatística e o sinal já observado para a variável densidade demográfica das APs. Perceba-se que tal resultado é consistente com a não significância da estimativa parâmetro  $\rho$  (do *lag* espacial), para níveis de significância padrões, e com a significância estatística do parâmetro  $\lambda$ , de autocorrelação espacial nos resíduos.

A dependência espacial do tempo de *commuting* através dos resíduos (modelo SEM), por seu turno, pode ocorrer em virtude de divisão/definição espacial um pouco arbitrária das Áreas de Ponderações, que não necessariamente considera, por exemplo, a existência de pontes ou vias que ligam diferentes localidades das Áreas de Ponderações. Isto faz com que choques ou eventos irregulares ou imprevistos em uma Área de Ponderação, não associados às variáveis incluídas (inundações, por exemplo), terminem por também afetar as APs vizinhas. Adicionalmente, o reduzido número de variáveis explicativas pode também favorecer a presença de variáveis explicativas correlacionadas espacialmente e não consideradas explicitamente no modelo.

Foram feitas regressões considerando seis matrizes de vizinhança diferentes, a QUEEN, que caracteriza uma região  $j$  como vizinha de uma região  $i$  se  $j$  tiver fronteira ou nó comum com  $i$ ; três matrizes de vizinhança  $W$  para os  $k$  vizinhos de maior proximidade, considerando  $k = 4$ ,  $k = 5$  e  $k = 8$  vizinhos e as matrizes de inverso da distância e de inverso da distância ao quadrado. Foram considerados dois métodos de estimação: "*eigen*", que é exato, e "*MC*", método inexato, de aproximações, indicado quando a matriz  $W$  é muito

grande. Como critério de comparação foi eleita a matriz em que os resultados apresentaram simultaneamente o maior valor de log-verossimilhança e o menor valor de AIC.



**Figura 5: Tempo de deslocamento médio casa-trabalho**

Fonte: Elaboração própria baseado no *shapefile* fornecido pelo IBGE

Obs: Áreas mais escuras indicam maiores valores.

Como é possível observar no mapa da Figura 5 acima, regiões mais afastadas do centro do Recife (indicado pelo ponto) tem maior tempo de deslocamento médio quando comparadas às regiões mais próximas, principalmente às Áreas de Ponderação que se encontram no município de Recife. Note-se, porém, que a variável de distância ao centro ao quadrado tem influência negativa, o que sugere alguma descentralização do emprego. Descentralização que, em parte, está associada ao emprego em sub-centros representados, por exemplo, pelas sedes dos municípios que orbitam a Cidade do Recife, mas que também podem representar empregos em atividades descentralizadas.

O mesmo vale para a variável densidade populacional. Quanto maior a densidade da região, mais pessoas ocupam as mesmas vias para se deslocar, gerando maior dificuldade de circulação, causando congestionamento. Este resultado é semelhante ao obtido por Gordon et al. (1989) e parece capturar, dado o nível elevado de agregação da unidade de observação, parte importante da dependência espacial entre os tempos de *commuting* dentro das Áreas de Ponderação

Espera-se que a proporção de imóveis alugados na Área de Ponderação de fato exerça uma influência negativa no tempo médio de deslocamento dos ocupados, uma vez que se torna mais fácil para um locatário de imóvel alugado responder a aumentos no congestionamento no trajeto de sua casa ao trabalho se mudando para mais perto do local de trabalho, por exemplo, que um proprietário de imóvel. Intuitivamente, o custo de realocação deve ser mais baixo para locatários que para proprietários (Kirby e Lesage, 2009).

Também é plausível a renda apresentar influência negativa sobre o tempo de deslocamento. Pereira e Schwanen (2013), por exemplo, encontraram em seu estudo que no



Brasil os trabalhadores de baixa renda (1º decil de renda) fazem viagens, em média, 20% mais longas do que os mais ricos (10º decil), e 19% dos mais pobres gastam mais de uma hora de viagem contra apenas 11% dos mais ricos. O modelo tradicional de Economia Urbana também aponta que indivíduos de maior renda são mais capazes de arbitrar quanto à sua localização: por ter custo de oportunidade mais elevado, prefere morar perto do trabalho e perder menos tempo no deslocamento. Ademais, maior renda está relacionada à posse de carro, o que geralmente diminui o tempo de deslocamento.

Por terem sido modelados como *log*, os efeitos da renda per capita e da densidade populacional das Áreas de Ponderação podem ser interpretados como elasticidades. Através da tabela percebe-se que o aumento de 1% na densidade demográfica implica aumento de aproximadamente 0,03% no tempo de *commuting*. O resultado, positivo e estatisticamente significativo, está em consonância com o resultado obtido no trabalho de Gordon, Jumar, e Richardson (1989), que examina a influência da estrutura espacial metropolitana no tempo de *commuting*, e com os resultados encontrados por Kirby e Lesage (2009). O resultado sugere que, dado o atual estado dos moldais de transporte, políticas que favoreçam o adensamento urbano levarão a um aumento do tempo de *commuting* na RMR.

No sentido oposto, o aumento de 1% na renda per capita da Área de Ponderação implica numa diminuição de 0.03% no tempo de *commuting*. Este resultado (negativo e estatisticamente significativo) também está em consonância com os estudos mencionados anteriormente e com a literatura vasta de Economia Urbana sobre o impacto da renda sobre o tempo de deslocamento casa-trabalho.

A variável de distância ao centro foi calculada em km, e, como adiantado, teve resultado positivo e estatisticamente significativo. O impacto da distância depende da localização em relação ao centro (devido ao termo quadrático). Como os resultados para a distância ao centro ao quadrado indicam, para distâncias muito grandes, o impacto pode até ser negativo (o resultado é estatisticamente significativo a 1%). Como explicação pode ser apontado que os indivíduos que moram muito longe do centro acabam por se empregar perto de suas residências ou em outros sub-centros, que podem ser a sede de outros municípios, por exemplo.

Para conhecer a partir de qual distância o efeito é nulo (e, com o aumento da distância, negativo) calcula-se:

$$d_0 = \frac{\text{distância ao centro}}{\text{distância ao centro ao quadrado}} = \frac{0,0507}{0,001} = 50,7$$

O que indica que para a Região Metropolitana do Recife a partir de 50,7 km a influência da distância ao centro passa a ser nula e, depois, torna-se negativa. De forma interessante, esses 50,7 km são consistentes com a ideia de sub-centros, uma vez que representa a distância média do Centro do Recife a municípios mais afastados da RMR, como Araçoiaba, Ipojuca e Ilha de Itamaracá.

O percentual de domicílios alugados, como esperado, tem impacto negativo (significante a 1%) sobre o tempo de *commuting*. Tal resultado é similar ao obtido por Kirby e Lesage (2009), e se fundamenta, como relatado anteriormente, no fato do custo de realocação ser menor para locatários que para os proprietários de imóveis, fazendo com que os primeiros tenham maior possibilidade de se localizar perto do local de trabalho para evitar deslocamentos muito longos.

## 6. Conclusões

O presente trabalho procurou levantar evidências e analisar a influência do adensamento urbano, medido pela densidade demográfica, sobre o tempo de deslocamento casa-trabalho dos ocupados da Região Metropolitana do Recife (RMR). A região apresentava em 2013 o terceiro maior tempo de *commuting* entre as maiores regiões metropolitanas brasileiras e o maior crescimento do tempo de *commuting* entre 2003 e 2013 para o conjunto das dez maiores cidades do país na última década

Dada a característica de dependência espacial do tempo de commuting (uso do espaço urbano comum (limitado, por definição)), a Econometria Tradicional não é suficiente para tratar da questão e se faz necessária uma modelagem que considere explicitamente tal fenômeno da dependência espacial, por isso é necessário um tratamento dentro da Econometria Espacial. Para tal, seguiu-se, em parte, a metodologia proposta por Kirby e Lesage (2009), que utilizam dados do Censo norte-americano em modelos de Econometria Espacial para entender os determinantes do tempo de commuting em nível de setores censitários. Para este trabalho foram utilizados dados do Censo Demográfico 2010 do IBGE, em que informações sociais, econômicas e demográficas só são divulgadas para a amostra e no nível de Áreas de Ponderação, porção geográfica menor que o município e maior que o bairro.

Para a RMR o número de Áreas de Ponderação com informações da amostra disponível, assim como malhas digitais (necessárias para o desenvolvimento de modelos espaciais) se limitaram a 85, contemplando quatro municípios: 40 em Recife, 17 em Jaboatão dos Guararapes, 15 em Olinda e 13 em Paulista. Por restrições no número de observáveis disponíveis, não foi possível realizar estudo tão aprofundado como o de 2009, tendo se trabalhado com uma especificação fundamental, utilizando as variáveis de distância ao centro (considerando o centro como a Área de Ponderação onde se encontra o Marco Zero do Recife), distância ao centro ao quadrado, densidade demográfica da Área de Ponderação, renda per capita e proporção de domicílios alugados por Área de Ponderação.

Os resultados, obtidos após se considerar diferentes tipos de dependência espacial afetando o tempo de *commuting*, indicam que há uma associação positiva robusta entre a densidade das APs e o tempo de *commuting* de seus moradores na RMR. Tal efeito é tradicionalmente interpretado como um efeito congestão do espaço público, no caso, no interior das áreas de ponderação: maior número de pessoas num dado espaço, maior o tempo de *commuting*. Embora não possa ser rigorosamente interpretado em termos de causalidade, uma vez que os métodos empregados não permitem a precisa identificação do efeito congestão sobre o tempo de *commuting*, tal evidência é perfeitamente consistente com o recente adensamento urbano e verticalização observados na RMR na última década. Como tal adensamento ocorreu sem a expansão e melhoria do transporte público, tal processo também foi acompanhado da expansão do uso do transporte individual (favorecido adicionalmente pelas políticas pública de redução de impostos), o que certamente, através da congestão das vias públicas, potencializou os efeitos do adensamento sobre o tempo de *commuting* dos residentes da RMR.

Adicionalmente, as demais variáveis incluídas no modelo como controles se mostraram estatisticamente significantes e com sinal em perfeito acordo com a literatura. Tais estimativas indicam que a distância ao centro do Recife exerce influência positiva no tempo médio de deslocamento casa-trabalho, embora tal influência decresça com a própria distância, enquanto que a renda per capita e a proporção de imóveis alugados na Área de Ponderação estão associados a menores tempos de *commuting*. Na verdade, os resultados observados para distância e distância ao quadrado são consistentes com a presença da Cidade do Recife como polo econômico mais importante, mas também com descentralização das ocupações a partir

dos sub-centros representados pelas sedes dos municípios menores. Para a renda per capita, o resultado obtido está em consonância com a ideia de que os mais ricos usam os meios mais eficazes para ir ao local de trabalho (carro) e moram em localidades com melhor infraestrutura.

## Referências

- ANSELIN, L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Publisher, Dordrecht. 1988.
- ALONSO, W. *Location and Land Use*. Harvard University Press, 1964.
- BRUECKNER, J.K. *Lectures on Urban Economics*, MIT Press, 2011.
- BUSSAB, W.; MORETTIN, P. *Estatística básica*. 4. ed. São Paulo: Atual, 1987.
- CRANE, R. (2007) Is There a Quiet Revolution in Women's Travel? Revisiting the Gender Gap in Commuting, *Journal of the American Planning Association*, Summer 2007, Vol, 73, pp, 298-316.
- FUJITA, M., *Urban Economic Theory*, Cambridge: Cambridge University Press, 1989.
- GORDON, P., Kumar, A., Richardson, H.W., 1989. The Influence of Metropolitan Structure on Commuting Time. *Journal of Urban Economics* 26, 138–151.
- GORDON, P., Lee, B., Richardson, H.W., 2004. Travel Trends in U.S. Cities: Explaining the 2000 Census Commuting Results. Lusk Center for Real Estate, University of Southern California Working paper.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. “Microdados do Censo Demográfico 2010”. Rio de Janeiro: IBGE, 2012.
- JOHNSTON-ANUMONWO, I. (1992) The influence of household type on gender differences in work trip distance, *professional geographer*, 44(2), pp,161-169.
- KIRBY, D.K e LESAGE, J.P (2009) Changes in commuting to work times over 1990 and 2000 period, *Regional Science and Urban Economics*, 39, 460-471.
- LEE, B. SONG E MACDONALD J, F, (2003) Determinants of commuting time and distance for Seoul Residents: The impact of family status on the commuting of women, *Urban Studies*, Vol, 40, No, 7, 1283-1302.
- LESAGE, J. P., PACE, R. *Introduction to spatial econometrics*. Taylor and Francis, Boca Raton, FL, 2009.
- LESAGE, J. P., PACE, R. The Biggest Myth in Spatial Econometrics. Disponível em: SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1725503>.
- MCGUCKIN, N., Srinivasan, N., 2003. Journey to Work Trends in the United States and its Major Metropolitan Areas 1960 - 2000. US Department of Transportation Federal Highway Administration Office of Planning. Publication No. FHWA -EP-03-058.
- MILLS, E. S. An Aggregative Model of Resource Allocation in a Metropolitan Area. *American Economic Review*, 57: 197-210.
- MORAN, P. (1950). *Notes on continuous stochastic phenomena*. *Biometrika* 37:17-23.
- MUTH, R. F. *Cities and Housing*. Chicago University Press, 1969.
- RESCHOVSKY, Clara, 2004. Travel Time to Work: 1990 and 2000. Journey to Work: 2000 Census 2000 Brief., March 2004 <http://www.census.gov/prod/2004pubs/c2kbr-33.pdf>.
- NADALIN, V., Iglori, D., 2010. Expansão Urbana e Espraiamento na Região Metropolitana de São Paulo, Texto para Discussão 1481, Accessed. IPEA.
- SANTOS, J. P. R. *Testes de hipóteses em regressões log-Birnbaum-Saunders*. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Pernambuco, 2014
- SEABRA, D. M. S. ; SILVEIRA-NETO, R. M.. *Amenidades Urbanas e Valor das Residências: Uma Análise Empírica para a Cidade do Recife*. Em: Anpec, 2014.

SILVEIRA NETO, R., DUARTE, G. and PÁZ, A., (2014) Gender and Commuting Time in São Paulo Metropolitan Region. *Urban Studies* (forthcoming).

VIEIRA, RS. Crescimento econômico no estado de São Paulo: uma análise espacial [online]. São Paulo: Editora UNESP; São Paulo: Cultura Acadêmica, 2009. 103 p. ISBN 978-85-7983-013-6. Available from SciELO Books <<http://books.scielo.org>>.

WHITE, M. (1986) Sex differences in urban commuting patterns, *American Economic Review*, 76 (2), 368-372.