

Evidências sobre os Condicionantes da Investibilidade de um Local: Investigação Empírica nas Cidades de Itajubá e Belo Horizonte

Antônio Suerlilton Barbosa da Silva, Fred Leite Siqueira Campos e Carla Susana de E. Marques
suerlilton@hotmail.com

UNIFEI

Fred Leite Siqueira Campos

fredlsc@unifei.edu

UNIFEI

Carla Susana de E. Marques

smarques@uatd.pt

UTAD

Resumo: Este artigo é uma investigação empírica e se propõe a estimar, com base em dados em painel, para as cidades mineiras, Belo Horizonte e Itajubá, no período 1993-2008, possíveis condicionantes da investibilidade local. Para a realização deste estudo, procurou-se abordar variáveis que, a priori, fossem influenciadoras da investibilidade de um lócus e que estivessem disponíveis para coleta. Neste sentido, utilizou-se a teoria econômica levando em conta os aspectos físicos dos lócus investigados. Os resultados obtidos apontam que fatores tais como receitas e despesas orçamentárias, poder de polícia, receitas de serviços, receitas de capital, operações de crédito e serviços de terceiros exercem influência sobre a investibilidade nas cidades objeto de estudo.

Palavras Chave: Investibilidade - Dados em painel - Belo Horizonte - Itajubá -

1. INTRODUÇÃO

A otimização no uso dos recursos a investir (que ampliam as capacidades dos agentes) é fator decisivo para o crescimento econômico. Mesmo sendo a empresa ou o governo o agente da decisão, o conhecimento das condições externas à empresa ou ao órgão governamental é variável importante à tomada de decisão econômica e fundamental em períodos de ciclos baixos (crises econômicas).

Entende-se que o conhecimento das condições exógenas aos agentes econômicos é possível de ser conseguida (destacadamente por viés econométrico) e que, ainda, é factível se estudar o grau de associação entre o nível de investimento (*investibilidade*) e as variáveis que condicionam (direta ou indiretamente) esse nível de investimento de um local.

Por meio do índice de *investibilidade*, autoridades locais poderão estruturar um plano de ação para aumentar suas capacidades econômicas e, com isso, atrair investimentos e alcançar maiores metas de crescimento desejadas à sua cidade. Logo, esse índice trará mais informações para que as autoridades possam atuar e gerenciar seus recursos de forma mais eficiente.

Este artigo é uma investigação empírica e se propõe a estimar, com base em dados em painel, para as cidades mineiras, Belo Horizonte e Itajubá, no período 1993-2008, possíveis condicionantes da *investibilidade*. Para a realização deste estudo, procurou-se abordar variáveis que, *a priori*, fossem influenciadoras da *investibilidade* de um *locus* e que estivessem disponíveis para coleta. Neste sentido, utilizou-se a teoria econômica levando em conta os aspectos físicos dos *locus* investigados.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Teorias econômicas apontam os arranjos locais como inovações nas formas de organização da produção que reforçam as economias de aglomeração e dão um sentido espacial e geográfico ao processo de construção de vantagens competitivas e às políticas ativas de promoção do desenvolvimento.

Dentro dessa abordagem, Kotler (2007) afirma que os locais (cidades, por exemplo) competem uns com os outros em três dimensões interdependentes. A primeira delas é a chamada *investibilidade*. Esta é a capacidade do *locus* em atrair investimento, manter um ambiente propício e favorável aos negócios em geral e sustentar vantagens competitivas em um ou mais complexos produtivos, atividades ou setores econômicos em que o local eventualmente se especializou.

A segunda dimensão é a *habitabilidade*. Esta é a capacidade do local manter altos indicadores de qualidade de vida. Serviços essenciais de saúde e educação, transporte público, trânsito e demais condições de mobilidade urbana, segurança pública, oferta de opções de lazer e cultura, habitação, manutenção e limpeza de vias, parques e jardins, maneiras de enfrentar a pobreza urbana e promover atenção eficaz aos idosos e setores fragilizados socialmente.

Por fim, tem-se a *visitabilidade* que é a capacidade do local em aproveitar e desenvolver atrativos de acordo com suas características e formular e implantar um plano de desenvolvimento de forma articulada entre o setor público e suas empresas.

A *investibilidade*, principalmente nas atividades intensivas em informação e conhecimento, é muito influenciada pela *habitabilidade* e pela *visitabilidade*, em virtude do perfil da mão-de-obra mais qualificada e exigente que a nova economia emprega.

Mas, quais são, efetivamente, os atributos para atrair atividades econômicas e gerar emprego, renda e riqueza? Pode-se analisar um local segundo sua capacidade de atrair

investimentos. Assim, espera-se, por exemplo, que *locus* que queiram atrair empresas de alta tecnologia tenham que ter mão-de-obra qualificada, laboratórios e uma rede que propicie os negócios dessas empresas.

Além da necessidade de se saber quais são as variáveis efetivamente importantes à *investibilidade*, é preciso se ter uma idéia quantitativa dessas influências. Esse tipo de abordagem é possível por meio dos estudos econométricos, por exemplo, uma regressão linear.

A análise de regressão descreve, através de um modelo matemático, a relação existente entre duas ou mais variáveis, a partir de n observações dessas variáveis, estabelecendo uma equação. Um dos principais objetivos é estimar uma das variáveis (a variável dependente) em função da outra (variável independente). Para Gujarati (2004, p. 5), a realização da hipótese da função econométrica de que a variável dependente y (consumo) é linearmente relacionada com a variável explicativa x (insumo), mas que a relação entre os dois não é exata, e sim, sujeita a variações individuais.

Se y e x são duas variáveis, então o objetivo é explicar y em termos de x , ou ainda, estudar como y varia com as mudanças no x . Wooldridge (2005) comenta que, ao escrever um modelo que vai "explicar y em termos de x ," é preciso enfrentar três questões. Em primeiro lugar, uma vez que nunca há uma relação exata entre duas variáveis, como pode-se permitir que outros fatores afetam y ? Em segundo lugar, qual é a relação funcional entre y e x ? E terceiro, como pode-se ter certeza de que se está capturando uma relação *ceteris paribus* entre y e x (se é que é um objetivo desejado)? Para Johnson (1998, p. 377), a análise de regressão é uma técnica estatística usada para prever valores de uma ou mais variáveis respostas (dependente) de um conjunto de valores variáveis (independente). Também pode ser utilizado para avaliar os efeitos das variáveis controladas (independentes) sobre as variáveis aleatórias (dependente).

O modelo linear geral inclui k variáveis explicativas. Sua equação básica é dada pela Equação 2.1 como:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i \quad (2.1)$$

Em que $i = 1, 2, \dots, n$ e $j = 0, 1, 2, \dots, k$; sendo n o tamanho da amostra e k o número de variáveis explicativas. Logo, o modelo tem $K + 1$ parâmetros (β).

Os pressupostos básicos que dão validade a esse modelo são, conforme Gujarati (2004): (1) *aleatoriedade de ε_i* – a variável ε_i é real e aleatória ou randômica; (2) *média zero de ε_i* – a variável ε_i tem média zero, isto é: $E(\varepsilon_i) = 0$; (3) *homoscedasticidade* – ε_i tem variância constante, ou seja, $E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2$; (4) *a variável ε_i tem distribuição normal* – isto é $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$; (5) *ausência de auto-correlação ou independência serial dos resíduos ε_i* – isso significa que $E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0$ para $i \neq j$; (6) *independência entre ε_i e X_i* – ou seja, $E(\varepsilon_i X_{1i}) = E(\varepsilon_i X_{2i}) = \dots = E(\varepsilon_i X_{ki}) = 0$; (7) *nenhum erro de média nos X* – as variáveis explicativas são não estocásticas, cujos valores são fixados; (8) *ausência de multicolinearidade perfeita* – as variáveis explanatórias não apresentam correlação linear perfeita; (9) *a função é identificada* – as funções em análise são identificadas; (10) *o modelo tem especificação correta* – isso significa ausência de erro de especificação, no sentido de que todas as variáveis explicativas importantes aparecem explicitamente no modelo e a forma matemática (linear ou não-linear) e o número de equações são corretamente definidos.

Nos modelos lineares, o problema de estimação dos parâmetros cai no problema de resolver um sistema de equações lineares com relação aos coeficientes de regressão desconhecidos. Existe uma solução única e, portanto, obtemos uma forma analítica de

estimação dos parâmetros. Esta forma é a mesma para qualquer modelo e qualquer conjunto de dados.

Existem, entretanto, muitas situações nas quais não é desejável, ou mesmo possível, descrever um fenômeno por meio de um modelo de regressão linear.

Ao invés de se fazer uma descrição puramente empírica do fenômeno em estudo, pode-se, a partir de suposições importantes sobre o problema (frequentemente dadas por equações diferenciais), trabalhar no sentido de obter uma relação teórica entre as variáveis observáveis de interesse. O problema, diferentemente do caso linear, é que os parâmetros entram na equação de forma não-linear, assim, não se pode simplesmente aplicar fórmulas para estimar os parâmetros do modelo.

Em muitas situações, necessitam-se menos parâmetros nos modelos não-lineares do que nos lineares, isto simplifica e facilita a interpretação.

Conforme colocado em Ogliari (2009), os modelos não-lineares podem ser escritos como mostrado na Equação (2.2) colocada a seguir:

$$y_i = f(X_i, \gamma) + \varepsilon_i \quad (2.2)$$

Em que $f(X_i, \gamma)$ é uma função não-linear; os erros (ε_i) tem média zero, variância constante, e não são correlacionados. Assume-se que os erros apresentam distribuição normal, são independentes e com variância constante. γ é o vetor de parâmetros do modelo.

Os parâmetros dos modelos não-lineares (devido a sua base teórica mais forte) tendem a fornecer um maior conhecimento sobre o fenômeno em estudo do que os modelos lineares. Também, geralmente fornecem um bom ajuste, com menos parâmetros do que os modelos lineares.

Existem dois métodos básicos para a estimação dos parâmetros em modelos econométricos, que são segundo Gujarati (2004):

a) Método de mínimos quadrados – cujo critério é o colocado na Equação (2.3):

$$Q = \sum_{i=1}^n (Y_i - f(X_i, \gamma))^2 \quad (2.3)$$

O critério Q deve ser minimizado com respeito aos parâmetros de regressão $\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_{P-1}$ para se obter as estimativas de mínimos quadrados.

A diferença de uma regressão não-linear para uma regressão linear é que a solução das equações normais usualmente requer um método numérico iterativo, pois a solução analítica geralmente não pode ser encontrada.

b) Método da máxima verossimilhança – a função é dada pela Equação (2.4):

$$L(\gamma, \sigma^2) = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{n/2}} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n [Y_i - \gamma_0 \exp(\gamma_1 X_i)]^2 \right] \quad (2.4)$$

Considerando-se que os erros ε_i são independentes, normalmente distribuídos com variância constante.

A maximização da função com relação aos parâmetros é idêntica a minimizar o somatório na parte do expoente, portanto, chegam-se aos mesmos estimadores com os dois métodos¹.

É bastante comum numa Regressão Linear que a Variável Dependente (Y) se relacione com a Variável Independente (X), mas é incorreto afirmar que o valor da primeira depende *em causa e efeito* das alterações no valor da segunda. Neste caso a inter-relação entre as variáveis é demonstrada através da correlação. O coeficiente de correlação, r , é a medida de inter-relação entre a Variável Dependente e a Variável Independente. Ele pode variar de 0 (que indica ausência de correlação) a ± 1 (que indica correlação perfeita). Quando o coeficiente de correlação é maior que 0, as duas variáveis são positivamente correlacionadas, em contrapartida quando é menor que 0, as duas variáveis são negativamente correlacionadas. O sinal do coeficiente de correlação numa Regressão Linear é sempre o mesmo sinal do coeficiente de regressão, b .

O coeficiente de correlação, r , é calculado a partir da Equação (2.5), onde n é o número de observações (pontos) necessárias para o ajuste da linha de regressão (Ogliari, 2009).

$$r = \frac{n\sum XY - \sum X \sum Y}{\sqrt{(n\sum X^2 - (\sum X)^2)(n\sum Y^2 - (\sum Y)^2)}} \quad (2.5)$$

É importante se destacar que serão sempre procurados coeficientes de explicação (R^2) o mais próximo de 1 que for possível. Da Equação (2.4) deduz-se o coeficiente de determinação (r^2) que nada mais é que o quociente da variação explicada sobre a variação total, como no Equação (2.6):

$$r^2 = \frac{\sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum(Y_i - \bar{Y})^2} = \frac{(n\sum XY - \sum X \sum Y)^2}{[n\sum X^2 - (\sum X)^2][n\sum Y^2 - (\sum Y)^2]} \quad (2.6)$$

Assim, r^2 é a medida de quão bem as observações se ajustam ao longo da linha de regressão.

No caso de uma Regressão Linear o coeficiente de determinação deve computar também o quociente entre a variação explicada e a variação total, porém para todas as Variáveis Independentes. Este coeficiente de determinação, identificado por R^2 , pode assumir valores entre 0 e 1, sendo o último o que representa a situação onde toda a variação é explicada. A equação utilizada para o cálculo do coeficiente de determinação de uma Regressão Linear é a seguinte:

$$r^2 = \frac{\sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum(Y_i - \bar{Y})^2} \quad (2.7)$$

Onde \hat{Y}_i são as observações esperadas e \bar{Y} a média das observações.

A significância estatística dos resultados obtidos na Análise de Regressão deve ser estabelecida antes do uso de tais resultados numa previsão. A determinação dos coeficientes técnicos (b_1, b_2, \dots, b_k) é baseada simplesmente nas observações históricas. O propósito dos testes de significância estatística é determinar a confiança que pode ser depositada nos

¹ Na maioria dos problemas com modelos não-lineares, é mais prático encontrar as estimativas de mínimos quadrados por procedimentos de procura numérica direta do que, inicialmente, obter as equações normais e, então, usar métodos numéricos para se encontrar a solução dessas equações iterativamente. Nessa direção, um método bastante utilizado é o *Gauss-Newton*, também conhecido como *método da linearização*. Para uma maior compreensão do uso deste método ver Ogliari (2009).

resultados da regressão e a sua aplicabilidade na população de valores possíveis. Apesar da existência de inúmeros testes de significância estatística, somente dois dos principais testes serão abordados (Ogliari, 2009):

O primeiro, *teste F* ou *estatística F* indica se a equação de regressão é significativa – ou seja, se a relação funcional estabelecida entre a Variável Dependente e os efeitos combinados das Variáveis Independentes são relevantes. O valor do *teste F* é determinado pelo quociente entre a *variância explicada* e a *variância inexplicada*. Esta relação pode ser expressa matematicamente de duas formas equivalentes:

$$F = \frac{\sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 / (k-1)}{\sum(Y_i - \hat{Y}_i)^2 / (n-k)} \quad (2.8)$$

$$t = \frac{\frac{R^2}{k-1}}{\frac{1-R^2}{n-k}} \quad (2.9)$$

Onde R^2 é o coeficiente de determinação.

O segundo, teste *t* ou *estatística t* determina a significância (correlação) dos coeficientes da equação de regressão (a, b_1, b_2, \dots, b_k) individualmente. O questionamento essencial deste teste é se o valor atribuído a cada coeficiente é significativamente diferente de 0 ou se tal valor ocorreu simplesmente ao acaso.

Este teste consiste em calcular a variância de cada coeficiente da regressão e, através de sua raiz quadrada, estabelecer o erro padrão, o que determina se o valor de cada coeficiente é significativamente diferente de 0.

Além dos testes de significância estatística, também podem ser construídos em torno da equação de regressão intervalos de confiança. Estes intervalos são baseados no desvio padrão da regressão, traduzindo-se num maior nível de confiança no modelo de regressão.

3. PROCEDIMENTOS ECONOMETRICOS

O objetivo desta seção é apresentar a modelagem formal da pesquisa empírica. A mesma será utilizada para testar o grau de influência das variáveis independentes, mencionadas anteriormente, sobre o nível de investimento local (variável dependente).

O modelo aqui utilizado será o de dados em painel. Método esse, que combina informação relativa à variação ao longo das unidades individuais, no caso das cidades objeto de estudo, com informação que ocorre no tempo. A vantagem do emprego de dados em painel, como já colocado acima, é que esse método permite levar em consideração as características idiossincráticas (heterogeneidade) existentes entre os grupos (cidades).

Hsiao (2003) afirma que os modelos para dados em painel oferecem uma série de vantagens em relação aos modelos de corte transversal ou aos de séries temporais sendo que delas se refere ao fato de que esses modelos controlam a heterogeneidade presente nos indivíduos. Como exemplo, tem-se um estudo feito por Hajivassiliou (1987) *apud* Baltagi (1995) em vários países sobre o problema do pagamento de dívidas externas. É fato de que cada país possui características específicas que influenciam a maneira como eles lidam com os empréstimos contraídos. Tais características estão ligadas à história colonial do país, ao regime político adotado, às instituições financeiras existentes, entre outros. Estas características afetam a variável que se deseja explicar, porém não são possíveis de serem mensuradas. A omissão dessas variáveis no modelo gera resultados viesados. Entretanto, o

uso de dados em painel permite controlar os efeitos das variáveis não observadas. Nesse caso, os modelos de dados em painel controlam as diferenças existentes entre os países.

Outra vantagem, conforme Hsiao (2003), é que os dados em painel permitem o uso de mais observações, aumentando o número de graus de liberdade e diminuindo a colinearidade entre as variáveis explicativas. Sabe-se que quando existe multicolinearidade torna-se difícil estabelecer se um regressor individual influencia a variável resposta. Uma vez eliminado esse problema, pode-se obter uma melhora na qualidade da estimação dos parâmetros.

Além disso, dados em painel são capazes de identificar e mensurar efeitos que não são possíveis de serem detectados por meio da análise de dados em corte transversal ou de séries temporais isoladamente. Um exemplo é dado por Bratsberg *et al.* (2002) em um estudo sobre o impacto da naturalização nos salários dos imigrantes. Através da análise dos dados em corte transversal pode-se verificar que os imigrantes naturalizados ganham salários maiores e ocupam cargos melhores nas empresas em que trabalham. Porém, não foi possível determinar se as vantagens adquiridas pelo imigrante no mercado de trabalho foram consequência da naturalização ou da produtividade dos imigrantes que se naturalizaram. Esse efeito só pode ser identificado com o uso dos dados em painel, uma vez que esses modelos permitem controlar as características individuais dos imigrantes, como a idade e o tempo desde que imigrou. Entretanto, os dados em painel possuem algumas limitações. Conforme Hsiao (2003), como as variáveis são analisadas no tempo, os dados em painel exigem um grande número de observações e, portanto, são mais difíceis de serem implementados.

Em geral, uma regressão para dados em painel costuma aparecer na forma da Equação (3.1):

$$y_{it} = \beta' x_{it} + v_{it} \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T, \quad (3.1)$$

com $v_{it} = \alpha_i + u_{it}$

A variável dependente y_{it} é representada no modelo pela *investibilidade*, aqui representada pelo nível de investimento do local, enquanto x_{it} representa o vetor de variáveis explicativas que variam em i e t ; α_i é um termo estocástico próprio das unidades, de forma que $\alpha_i \sim (0, \sigma_\alpha^2)$, denominado efeito individual, enquanto u_i é um distúrbio estocástico tal que $u_{it} \sim (0, \sigma_u^2)$.

Temos ainda que $E[u_{it}\alpha_i] = 0$ e $E[u_{it}x_{it}] = 0$. O efeito individual α_i próprio das unidades, pode ser ou não correlacionado com o vetor de variáveis explicativas x_{it} . A existência de correlação entre o efeito individual e os regressores pode ser detectada por meio da aplicação do teste de Hausman (1978), cuja hipótese nula é de não-correlação entre α_i e x_{it} . No caso de haver correlação, a estimação deve ser feita a partir do estimador de efeito fixo *Least Square Dummy Variable* (LSDV), do contrário o estimador de efeito aleatório é o mais apropriado.

4. ANÁLISES DOS RESULTADOS

Para a realização deste estudo, procurou-se abordar variáveis que, *a priori*, fossem influenciadoras da *investibilidade* de um *locus* e que estivessem disponíveis para coleta através dos órgãos e instituições de pesquisas como, por exemplo, o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o Tesouro Nacional, entre outros. Neste sentido, utilizou-se a teoria econômica levando em conta os aspectos físicos dos *locus* investigados. Assim chegou-se a respectiva matriz de variáveis, com suas respectivas fontes e períodos com disponibilidade de dados.

Após análise da matriz de dados coletados, o primeiro passo tomado foi a seleção de quais variáveis independentes comporiam a análise. Infelizmente, nem todas as variáveis coletadas possuem valores contínuos durante todo o período de coleta das mesmas. Sendo assim, a maioria das variáveis tiveram de ser desconsideradas da análise.

No Quadro 1 são apresentadas as variáveis que compõem o modelo econométrico utilizado nesta análise. Espera-se poder descrever o comportamento dessas variáveis, no sentido de serem relevantes ou não para a *investibilidade*.

Quadro 1: Matriz de variáveis que compõem o modelo econométrico

Variáveis	Período	Fonte
<i>Investibilidade</i>	1993 - 1998	Tesouro Nacional
Receitas Orçamentárias	1993 - 2008	
Receitas Correntes	1993 - 2008	
Receitas Tributárias	1993 - 2008	
Receitas Totais	1993 - 2008	
IPTU	1993 - 2008	
ISS	1993 - 2008	
IVVC	1993 - 2008	
Taxas	1993 - 2008	
Poder de Polícia	1993 - 2008	
Receitas Patrimoniais	1993 - 2008	
Receitas de Serviços	1993 - 2008	
Transferências Correntes	1993 - 2008	
FPM	1993 - 2008	
Receitas de Capital	1993 - 2008	
Operações de Crédito	1993 - 2008	
Alienação de Bens	1993 - 2008	
Despesa Orçamentaria	1993 - 2008	
Despesas Correntes	1993 - 2008	
Despesas de Custeio	1993 - 2008	
Despesas de Pessoal	1993 - 2008	
Serviços de Terceiros	1993 - 2008	
Transferências	1993 - 2008	
Despesas de Capital	1993 - 2008	
Inversões Financeiras	1993 - 2008	

Fonte: Elaboração própria do autor.

Na Tabela 1 são apresentados os resultados econométricos para o modelo de *investibilidade* a partir de dados longitudinais de acordo com o já exposto. Os dados sobre investimento local (em logaritmo natural), aqui considerados como variável *proxy* da *investibilidade* são anuais, referentes às cidades de Belo Horizonte e Itajubá abrangendo o período de 1993 a 2008.

As estimativas foram geradas pelos seguintes modelos: mínimos quadrados ordinários (MQO, *pooling* ou dados agrupados); painel de efeitos aleatórios; e painel de efeitos fixos. A estimação por MQO de dados agrupados aparece apenas como referência uma vez que ela pode dar alguma idéia do ganho de eficiência em se estimar o modelo por dados em painel. Além disso, a estimação por MQO permite confirmar a existência de multicolineariedade no modelo por meio da estatística *Variance Inflation Factor (VIF)*. De acordo com Judge *et al.*, (1982) existe indicação de multicolineariedade severa se o valor da estatística *VIF* exceder o valor 5.

De acordo com a Tabela 1, verifica-se que existe um ganho de eficiência na utilização de estimação de dados em painel. Diversos são os testes que comprovam essa melhora. O teste F de significância conjunta, calculado a partir do modelo de efeitos fixos,

aponta para a conveniência da estimação do modelo de efeitos fixos em detrimento ao MQO, uma vez que se rejeita a hipótese do termo constante ser igual para as duas cidades. Além do valor de F, o teste de Breusch-Pagan e a estatística *RHO* também revela a importância do componente individual. O teste de Breusch-Pagan, cuja hipótese nula do teste é que a variância do componente individual α_i é igual a zero, também rejeita a hipótese nula, ou seja, rejeita o modelo de regressão clássico em detrimento ao modelo de efeito aleatório. A estatística *RHO* mostra que a proporção estimada da variância do componente individual em relação à variância total do distúrbio é aceitável. Por fim, o teste de Hausman indica uma clara preferência para a utilização do estimador de efeito fixo, uma vez que a hipótese nula de não correlação entre os efeitos específicos (individuais) e as variáveis explicativas é rejeitada.

Sendo assim, os testes estatísticos apontam para a conveniência da estimação do modelo de efeito fixo.

Após retirada daquelas variáveis que se apresentaram, estatisticamente, insignificante ao nível de 5%, elaborou-se a Tabela 1, abaixo, apenas com as variáveis que apresentaram alguma significância.

Tabela 1: Modelo de dados longitudinais para o investimento local (1993-2008)²

VARIÁVEIS INDEPENDENTES	MQO (pooling)*	EFEITO ALEATÓRIO*	EFEITO FIXO*
CONSTANTE	- 4.6446	- 4.4323	- 4.7105
RECEITAS ORÇAMENTÁRIAS (RECORC)	0.0179	0.0164	0.0205
PODER DE POLICIA (PPOL)	5.9800	5.7876	5.1394
RECEITAS DE SERVIÇOS (RECSERV)	0.0179	0.0164	0.0205
RECEITAS DE CAPITAL (RECCAP)	1.4400	1.3949	1.0275
OPERAÇÕES DE CRÉDITO (OPCRED)	0.0456	0.0339	0.0193
DESPESAS ORÇAMENTÁRIAS (DESPORC)	2.0300	2.2323	2.0010
SERVIÇOS DE TERCEIROS (SERVTER)	0.0331	0.0327	0.0349
R ²	1.1200	1.1765	1.0259
VALOR DE F	0.0170	0.0418	0.0222
VIF	1.6500	1.8700	1.7434
RHO	0.0116	0.0000	0.0019
HAUSMAN	4.5800	4.2345	4.7891
BREUSCH-PAGAN	0.0189	0.0124	0.0281
	- 0.4802	0.5050	0.4989
	0.0341	0.0227	0.0657
	0.4946	0.6604	0.7434
	3.38		6.7891
		0.3108	
		0.0000	
		91.46	

Resultados obtidos a partir do Stata 11

* Nível de significância de 5%

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das regressões

² O modelo utilizado aqui foi adaptado de Love e Iage-Hidalgo (2000); Bajo-Rubio e Sosvilla-Rivero (1994) e Lima Junior (2005), a saber:

$$INVLOC_{it} = \phi_0 + \phi_1 RECORC_{it} + \phi_2 PPOL_{it} + \phi_3 RECSERV_{it} + \phi_4 RECCAP_{it} + \phi_5 OPCRED_{it} + \phi_6 DESPORC_{it} - \phi_7 SERVTERC_{it} + \varepsilon_{it}$$

Em conformidade com a Tabela 1, observa-se que as variáveis receitas orçamentárias, poder de polícia, receitas de serviços, receitas de capital, operações de crédito, despesas orçamentárias e serviços de terceiros são estatisticamente significantes ao nível de 5%.

Ademais, verifica-se que as receitas e as despesas orçamentárias, juntamente com as receitas de serviços foram os fatores com maior contribuição para o investimento das cidades (Belo Horizonte e Itajubá) durante o período 1993-2008. Nestes termos, pode-se inferir que um aumento de 1% no estoque dessas variáveis eleva o investimento local em 5,98%; 4,585 e 2,03%, respectivamente.

O poder de polícia, também é um fator capaz de impulsionar o investimento local. Este resultado sugere que os gestores públicos deveriam investir mais na proteção do local. Neste sentido, pode-se inferir que um aumento de 1%, nessa direção, eleva o investimento das cidades em 1,44%, na média.

Ainda, de acordo com a referida tabela, o coeficiente do índice de receita de capital indica que este fator gera um impacto positivo no investimento das cidades objeto de estudo. Nesse sentido quanto maior o número de operações de crédito internas e externas maior será o investimento de um local.

Finalmente, os serviços de terceiros, que como era de se esperar, tem sinal negativo. Isso indica que quanto mais um município incorrer nesse tipo serviço, menor será seu investimento.

De uma maneira geral, os resultados encontrados por esse exercício empírico estão em conformidade com os demais estudos sobre o tema em voga e, ainda, aponta sugestões de políticas públicas voltadas para o investimento das cidades analisadas.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo é uma investigação empírica e se propôs a estimar, com base em dados em painel, para as cidades mineiras, Belo Horizonte e Itajubá, no período 1993-2008, possíveis condicionantes da *investibilidade*. Para a realização deste estudo, procurou-se abordar variáveis que, *a priori*, fossem influenciadoras da *investibilidade* de um *lôcus* e que estivessem disponíveis para coleta. Neste sentido, utilizou-se a teoria econômica levando em conta os aspectos físicos dos *lôcus* investigados.

Os resultados mostraram que as variáveis receitas orçamentárias, poder de polícia, receitas de serviços, receitas de capital, operações de crédito, despesas orçamentárias e serviços de terceiros são estatisticamente significantes ao nível de 5%. Desta maneira, pode-se dizer essas variáveis possuem uma relação grande com o nível de investimentos que um determinado *lôcus* é capaz de atrair. Porém, outras variáveis igualmente importantes não foram incluídas na regressão, devido ao fato das mesmas não terem sido encontradas como, por exemplo, quantidade de mão-de-obra qualificada disponível, número de instituições de ensino superior, número de doutores e/ou mestres nas cidades, qualidade da infra-estrutura urbana, facilidade, qualidade e quantidade de acessos rodoviários, aeroviários e ferroviários, entre outros.

Assim sendo, propõe-se um estudo mais detalhado, ou seja, com mais variáveis economicamente significativas e com séries de dados maiores, para as cidades abrangidas, de modo que o modelo a ser criado possa explicar, mais ainda, os fatores condicionantes do investimento local.

6. REFERÊNCIAS

BAJO-RUBIO, O., SOSVILLA-RIVERO, S.. An econometric analysis of foreign direct investment in Spain, 1964-89. *Southern Economic Journal*, v.61, n.1, p.104-120, 1994.

- BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. London: John Wiley & Sons, 1995. 257p.
- BRATSBERG, B.; RAGAN, J. F.; NASIR, Z. M. The effect of naturalization on wage growth: a panel study of young male immigrants. **Journal of Labor Economics**. Chicago, v. 20, p. 568-592, 2002.
- GUJARATI, D. N. **Basic Econometrics**. 4. Front Matter. The McGraw-Hill Companies, 2004.
- HAIIVASSILIOU, V. A. The external debt repayments problems of LDC's : An econometric model based on panel data. **Journal of Econometrics**, Elsevier, vol. 36(1-2), pages 205-230, 1987.
- HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, v. 46, 1978.
- HSIAO, C. **Analysis of panel data**. (2th ed.) Cambridge . Cambridge University Press, 2003.
- JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied Multivariate Statistical Analysis**. 4. Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey, 1998.
- JUDGE, G. *et al.* **Introduction to the theory and practice of econometrics**. New York: Wiley, 1982. 839 p.
- KOTLER, Philip. **Marketing no setor público**. Porto Alegre: Bookman Companhia, 2007.
- LIMA JUNIOR, A. J. M. **Determinantes do investimento direto estrangeiro no Brasil**. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento e Planejamento Regional) Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento e Planejamento Regional. Universidade Federal de Minas Gerais, 2005.
- LOVE, J. H., LAGE-HIDALGO, F. Analyzing the determinants of US direct investment in Mexico. **Applied Economics**, v.32, n.10, p.1259-1267, Aug. 2000.
- OGLIARI, P. J. **Análise de regressão: Regressões lineares e não-lineares**. Disponível em <http://www.inf.ufsc.br/~ogliari/cursoderegressao.html> Acesso em 24 jun. 2011.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. 5. Editora Moderna, São Paulo, 2005. Belo Horizonte – MG, 2005.