

# A heterogeneidade do desenvolvimento econômico do estado de Minas Gerais

*Heterogeneity of the economic development of the state of Minas Gerais*

Jader Fernandes Cirino<sup>1</sup>

Alba Maria Guadalupe Orellana González<sup>2</sup>

**RESUMO:** Visando a analisar a heterogeneidade do desenvolvimento econômico de Minas Gerais, utilizou-se estatística multivariada. Inicialmente, foi feita análise fatorial, tendo como base dezessete variáveis socioeconômicas, coletadas para as doze mesorregiões do estado, conforme classificação do IBGE. O objetivo dessa análise foi hierarquizar tais regiões em termos de desempenho econômico e social. Depois se recorreu à técnica de agrupamento para combinar as mesorregiões mais homogêneas. Ambas as técnicas sugeriram a seguinte classificação em quatro grupos por ordem decrescente de desenvolvimento econômico: Região Metropolitana de Belo Horizonte; Triângulo/Alto Paranaíba, Sul/Sudoeste e Zona da Mata; Campo das Vertentes, Noroeste de Minas, Central Mineira e Oeste de Minas; Norte de Minas, Jequitinhonha; e Vale do Mucuri.

**ABSTRACT:** Aiming at analyzing the heterogeneity of the economic development of Minas Gerais, we used multivariate analysis. Initially, a factor analysis was done based on seventeen socio-economic variables, collected for the state's twelve mesoregions as classified by IBGE. The objective of this analysis was to rank these regions in terms of economic and social performance. After we turned to the clustering technique, aiming at grouping the more homogeneous mesoregions. Both techniques suggested the following classification into four groups in descending order of economic development: Belo Horizonte metropolitan area; Triângulo/Alto Paranaíba, Sul/Sudoeste and Zona da Mata; Campo das Vertentes, Northwest of Minas, Central Mineira and West of Minas; North of Minas, Jequitinhonha and Vale do Mucuri.

**PALAVRAS-CHAVE:** Minas Gerais. Desenvolvimento econômico. Análise multivariada.

**KEYWORDS:** Minas Gerais. Economic development. Multivariate analysis.

## I- INTRODUÇÃO

Historicamente, o estado de Minas Gerais vem desempenhado um papel im-

---

<sup>1</sup> Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: jader.cirino@ufv.br  
<sup>2</sup> Doutora em Ecologia Aplicada, Universidade de São Paulo. E-mail: amorellana@tdnet.com.br

portante na política e na economia nacional, caracterizando-se como um dos mais dinâmicos do país. Possui grandes riquezas e um vasto território, embora apresente uma economia dual.

Segundo Queiroz (2001), Minas Gerais é uma das regiões mais heterogêneas do país. No estado coexistem áreas dinâmicas, modernas e com indicadores socioeconômicos de alto nível, ao lado de outras atrasadas, estagnadas e que não oferecem condições de vida adequadas para suas populações. Este contraste se deve a fatores econômicos, geográficos e sociais. De acordo com Silva (2005), tal heterogeneidade pode ser explicada pela grande extensão territorial do estado mineiro e pela concentração da produção e da população em determinadas áreas.

Dentro deste contexto, torna-se interessante utilizar uma metodologia formal que de certa forma identifique as regiões dinâmicas e as atrasadas no estado de Minas Gerais.

Dessa forma, o problema do presente trabalho consistiu em promover uma análise multivariada das condições sociais e econômicas das mesorregiões do referido estado.

Esta subdivisão do estado mineiro foi feita de acordo com a metodologia do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) no censo demográfico de 2000.

Como desdobramento do problema de pesquisa proposto, teve-se como objetivo geral classificar as doze mesorregiões mineiras em relação ao dinamismo econômico e à qualidade de vida da população dessas áreas.

Especificamente, objetivou-se: a) correlacionar os resultados obtidos com as características peculiares de cada região; b) analisar a associação entre os indicadores econômicos e sociais; e c) agrupar mesorregiões semelhantes.

## **2 – METODOLOGIA**

O nível de desenvolvimento econômico alcançado por determinada mesorregião possui um caráter multidimensional, tornando-se necessário um grande número de variáveis para caracterizá-lo de forma abrangente. Nesse sentido, torna-se adequada a utilização da análise fatorial, que é uma técnica estatística multivariada que tem como objetivo descrever o comportamento de um conjunto de variáveis através de um número menor de elementos denominados fatores. Conforme destacam Barroco e Artes (2003), este método é muito útil quando se pretende mensurar um conceito abstrato ou constructo, representado por uma variável latente ou não-observável, como o nível de desenvolvimento. Nestes casos, dificilmente se consegue obter uma medida para essa última através da observação de uma única variável, podendo-se então utilizar os escores dos fatores extraídos como uma proxy desses constructos. Portanto, por meio da análise fatorial, é possível identificar não só os constructos subjacentes ao conjunto de variáveis, como também medi-los.

Os modelos de análise fatorial procuram explicar o comportamento das variáveis observadas em função de um conjunto de elementos não observáveis

representados pelos fatores, conforme segue:

$$X = AF + E$$

(1)

em que  $X$  é a matriz de variáveis originais padronizadas;  $A$ , a matriz de cargas fatoriais;  $F$ , a matriz de fatores comuns; e  $E$ , a matriz de fatores específicos mais erro, doravante denominado especificidade.

$A$  é uma matriz ( $p \times r$ ), em que  $p$  é o número de variáveis observadas envolvidas e  $r < p$ , o número de fatores comuns extraídos, cujo cada elemento  $a_{ij}$  expressa a correlação<sup>3</sup> entre  $X_i$  e  $F_j$ .  $A$  é denominada matriz de cargas fatoriais.

$F$  é uma matriz ( $r \times n$ ), na qual  $r$  é o número de fatores comuns considerados e  $n$ , o número de observações. Tais fatores são aqueles que explicam o comportamento de duas ou mais variáveis observáveis.

$E$  é uma matriz ( $p \times n$ ) que representa a soma dos fatores específicos – aqueles que explicam a variação de uma única variável – com um termo residual.

As pressuposições básicas do modelo 1 são: fatores comuns possuem média zero e matriz var-cov representada por  $I$  (matriz identidade  $r \times r$ ); especificidades possuem média zero e matriz var-cov representada por  $\Psi = \text{diag}(\Psi_1, \Psi_2, \dots, \Psi_p)$ , em que  $\Psi$  representa a variância para cada variável  $X$ ; e os fatores comuns são ortogonais, ou seja, independentes entre si, além de não apresentarem correlação com os fatores específicos.

Retomando-se o modelo 1, observa-se que somente o termo  $X$  é conhecido, sendo  $F$  e  $A$ , incógnitas. Um dos possíveis métodos para determinar os elementos da matriz  $A$  é através da análise de componentes principais, que também é uma técnica de análise estatística multivariada<sup>4</sup>. A grande vantagem dessa abordagem é que ela não requer que as variáveis  $X$  sigam uma distribuição normal multivariada. Sendo assim,  $A$  é dada por meio da seguinte expressão:

$$A = P \Lambda^{1/2}$$

(2)

em que  $P$  é uma matriz ( $p \times r$ ) em que  $p$  é o número de variáveis envolvidas e  $r < p$ , o número de componentes principais retidos, sendo que as colunas de  $P$  são os coeficientes de cada componente;  $\Lambda$  é uma matriz diagonal cujos elementos da diagonal principal são as raízes características associadas a cada um dos componentes considerados.

Conforme destaca Haddad *et al.* (1989), as estimativas iniciais das cargas

3 Para tanto, as variáveis  $X$  precisam estar padronizadas. Do contrário, o referido coeficiente medirá a covariância entre  $X_i$  e  $F_j$ .

4 Os detalhes para a obtenção da matriz de cargas fatoriais  $A$  e da técnica dos componentes principais podem ser encontrados em Barroso e Artes (2003).

fatoriais não são definitivas. Geralmente, com o objetivo de facilitar a interpretação da relação entre fatores e variáveis, utiliza-se uma técnica conhecida como rotação de eixos. Segundo Barroso e Artes (2003), esta última é a representação geométrica de uma transformação ortogonal de uma matriz, que consiste em multiplicá-la por uma matriz ortogonal<sup>5</sup> qualquer. Para o caso da análise fatorial, tal procedimento é realizado multiplicando-se A por uma matriz ortogonal T qualquer, resultando em uma matriz A\*, cujos elementos serão as cargas fatoriais rotacionadas<sup>6</sup>. Para o presente artigo, o método de rotação utilizado foi o Varimax, que preserva a independência entre os fatores extraídos (rotação ortogonal).

Uma vez obtidas as cargas fatoriais rotacionadas, a etapa seguinte é determinar a matriz de escores fatoriais F. Para tanto, pode-se, tendo como base o modelo (1), realizar uma análise de regressão com a matriz X como variável dependente e a matriz A, como independente, por meio do método dos mínimos quadrados ponderados (MQG). A utilização deste último deve-se ao fato de o termo de erro (E) em (1) ser heterocedástico, já que as variâncias das variáveis X não são iguais.

Com o intuito de verificar se os  $r < p$  fatores realmente captam as informações contidas nas variáveis originais, a análise fatorial fornece a parcela da variância de cada variável X que é explicada pelos fatores comuns, que recebe o nome de comunalidade. A expressão para esta última se encontra a seguir:

$$h_i^2 = a_{i1}^2 + a_{i2}^2 + \dots + a_{ir}^2$$

(3)

em que  $h^2$  é a comunalidade;  $a_{ij}$ , a carga fatorial entre variável  $X_i$  e o fator  $F_j$ ;  $i$  variando de 1 a  $p$  representa as variáveis X analisadas e  $j$ , de 1 a  $r$ , os fatores comuns considerados.

A parcela restante da variância de cada X em uma análise fatorial é devida à especificidade, que é um termo não explicado pelo modelo 1. Sua obtenção é feita a partir da seguinte expressão:

$$\Psi_i = 1 - h_i^2$$

(4)

em que  $\Psi_i$ , conforme definido anteriormente, é a variância do termo de erro de cada variável  $X_i$  representada em um modelo de análise fatorial.

Para obter a comunalidade e a especificidade de uma variável X qualquer em termos relativos, basta dividi-las pela variância total do X em questão.

5 Uma matriz ortogonal é aquela que possui linhas e colunas ortogonais, ou seja, linearmente independentes

6 Os detalhes do método de rotação de eixos e a sua base teórica podem ser encontrados em Johnson e Wichern (1992).

Como complemento da análise fatorial, utilizou-se no presente artigo uma outra técnica de estatística multivariada, conhecida como análise de agrupamento ou de *cluster*. Segundo Fernau e Samson (1990), esta análise é constituída por um conjunto de técnicas estatísticas com o objetivo de formar grupos homogêneos. Nesse sentido, em um mesmo grupo, os elementos devem possuir um elevado grau de homogeneidade, ao passo que as diferenças intergrupos devem ser as maiores possíveis.

A distância entre os pontos é geralmente determinada a partir da distância euclidiana, cuja fórmula se encontra a seguir:

$$d_{ik} = \sqrt{\sum_{j=1}^p (X_{ij} - X_{kj})^2}$$

(5)

em que  $d_{ik}$  é a distância euclidiana entre as observações  $i$  e  $k$ , considerando-se as  $p$  variáveis  $X$  envolvidas.

Generalizando a expressão 5 para todas as observações, tem-se a matriz de distâncias ou de proximidade, na qual a posição de cada um dos seus elementos indica a distância entre as observações  $i$  e  $k$ .

Existem vários métodos ou algoritmos de agrupamento, sendo os mais conhecidos, cuja descrição detalhada pode ser obtida em Barroso e Artes (2003), os seguintes: método do vizinho mais próximo, método do vizinho mais longe, método das médias das distâncias, método de Ward e método das K-Médias.

A literatura especializada acerca do assunto sugere a utilização de vários métodos sobre uma mesma base de dados, optando-se por aquele que apresentar os resultados mais adequados aos objetivos de cada estudo em particular. Da mesma maneira, a escolha do número de grupos dependerá em grande parte das peculiaridades de cada caso e do conhecimento *a priori* disponível acerca do assunto em análise.

Para o presente trabalho, todos os métodos apresentaram resultados bastante semelhantes e coerentes com a realidade em análise. Sendo assim, concentrou-se a análise de agrupamento no método de Ward. Este é um método de agrupamento hierárquico aglomerativo que, tomando como base à distância euclidiana, procura minimizar a soma de quadrados intragrupos para cada variável e, consequentemente, maximizar a soma de quadrados intergrupos.

Quanto à base de dados necessária para a realização do presente estudo, ela foi obtida em IBGE (2000) e FJP (2000). A fim de se captar o nível de desenvolvimento das mesorregiões mineiras, foram selecionadas dezessete variáveis cuja escolha se deveu à disponibilidade de dados secundários e à sua utilização em trabalhos similares.

As referidas variáveis consideradas no presente trabalho foram as seguintes:

- X1: % de domicílios com água não canalizada (poço ou nas-

cente na propriedade);

- X2: estoque de Capital Humano, que é o valor esperado presente dos rendimentos anuais descontados a 10% a.a. associados à escolaridade e experiência (idade) da população em idade ativa (15 a 65). O estoque de capital humano é calculado pela diferença entre o rendimento obtido no mercado de trabalho e a estimativa daquele obtido por um trabalhador sem escolaridade e experiência;

- X3: densidade demográfica (hab / Km<sup>2</sup>);
- X4: % de domicílios com iluminação elétrica;
- X5: % de domicílios sem esgotamento sanitário;
- X6: % de domicílios que possuem geladeira ou freezer;
- X7: % de domicílios com coleta de lixo (coletado em caçamba de serviço de limpeza);

- X8: média de moradores por domicílio;
- X9: % de pessoas analfabetas (população residente com cinco anos ou mais);

- X10: % de domicílios com televisão;
- X11: taxa de urbanização (população urbana dividida pela população total);

- X12: % de domicílios em que a pessoa responsável tem rendimento nominal mensal até  $\frac{1}{4}$  do salário mínimo;

- X13: % de domicílios sem banheiro;
- X14: população economicamente ativa (PEA);
- X15: produto interno bruto (PIB) per capita;
- X16: PIB do setor industrial; e
- X17: PIB do setor serviços.

### 3 – RESULTADOS E DISCUSSÕES

Conforme sugerido na metodologia, utilizou-se uma análise fatorial por meio do método das componentes principais a fim de analisar a situação das mesorregiões mineiras quanto aos seus níveis de desenvolvimento econômico.

Entretanto, antes de discutir os resultados da análise fatorial, é preciso verificar se ela é adequada à estrutura de dados em questão. Nesse sentido, Barros e Artes (2003) sugerem a adoção de medidas que considerem a matriz de correlação entre as variáveis originais, a qual representa a estrutura de interdependência entre essas últimas.

A lógica por detrás dessas medidas deve-se ao fato de uma das premissas básicas da análise fatorial ter uma dependência bem definida entre as variáveis originais. Isto porque somente dessa forma, poder-se-á expressar um fator como uma representação de um conjunto de variáveis altamente correlacionadas, que em última instância, servirá para mensurar uma variável latente ou constructo. Além disso, tal estrutura de interdependência permitirá expressar as informações contidas nas variáveis originais em um número menor de variáveis

que são exatamente os fatores. Sob esta ótica, mediu-se a adequabilidade da análise fatorial aos dados trabalhados no presente artigo por meio do teste de esfericidade de Bartlett e do coeficiente de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO).

O teste de esfericidade de Bartlett consiste em testar a hipótese nula de que a matriz de correlações das variáveis originais seja igual a uma matriz identidade, indicando ausência de interdependência entre tais variáveis. Como para o presente artigo a estatística de teste calculada foi estatisticamente significativa a 1% de probabilidade, pode-se rejeitar  $H_0$ , portanto, existe correlação entre as variáveis originais.

O coeficiente KMO, que varia de zero a um, parte do princípio de que um modelo de análise fatorial é adequado quando as correlações simples — que medem o efeito de uma variável sobre outra, sem manter as demais constantes — são elevadas, ao passo que os coeficientes de correlações parciais — que fornecem o efeito líquido de uma variável sobre outra, mantendo as demais constantes — são pequenos. Espera-se que a estrutura de dados apresente uma forte interdependência conjunta, e não isolada. Nesse sentido, um KMO próximo de um indica altas correlações simples e baixas correlações parciais. Para o presente artigo, tal coeficiente foi de aproximadamente 0,6. Segundo Hais et al. (2008), para valores superiores a 0,5, considera-se que a amostra em questão é adequada para uma análise fatorial.

Conclui-se, portanto, que, por meio dos testes realizados, a base de dados utilizada neste trabalho é suscetível à aplicação de uma análise fatorial.

A fim de sintetizar as informações sobre o nível de desenvolvimento econômico das mesorregiões mineiras em um número menor de fatores, procedeu-se então a uma análise fatorial por meio do *software* SPSS 11.5. Conforme sugere Barroso e Artes (2003), deve-se reter uma quantidade de fatores capaz de explicar pelo menos 70% da variância total dos dados. Isto porque se espera que os fatores sejam capazes de explicar e reproduzir uma grande parte das informações contidas nas variáveis originais.

Dessa forma, para o presente caso, foram extraídos dois fatores, que explicam respectivamente, 62,73% e 26,55% da variância total dos dados, portanto, de uma maneira conjunta, representam 89,28% das informações contidas nos dados originais.

Com o objetivo de evidenciar as relações entre as variáveis consideradas e os fatores retidos, permitindo identificar com clareza qual variável latente ou constructo esses últimos representam, realizou-se uma rotação ortogonal dos eixos por meio do método Varimax. Este procedimento altera a contribuição de cada fator para a explicação da variância total — o primeiro fator passa a responder por 44,88% de tal variância, e o segundo, por 44,40% — sem, no entanto, alterar a contribuição conjunta (89,28%)<sup>7</sup>. Para o presente caso, observou-se

---

7 Da mesma maneira, as communalidades não são modificadas pela rotação de eixos.

claramente que a rotação de eixos equalizou, entre os fatores, a parcela que cada um deles explica da variância total dos dados.

As cargas fatoriais dos dois fatores retidos e as comunalidades encontram-se na Tabela I.

Conforme discutido anteriormente, as cargas fatoriais, considerando-se as variáveis originais padronizadas, representam o coeficiente de correlação linear simples entre os fatores e as variáveis analisadas. Dessa forma, pode-se atribuir um significado ao fator em função dos maiores valores desse coeficiente. Isto quer dizer que o fator pode ser entendido como uma variável latente ou constructo mensurado a partir das variáveis originais e das cargas fatoriais. Para o presente estudo, os maiores coeficientes de correlação para cada fator estão representados em negrito na Tabela I.

**Tabela I – Cargas fatoriais rotacionadas e comunalidades obtidas na análise fatorial de indicadores socioeconômicos das mesorregiões de Minas Gerais, para o ano de 2000.**

Variáveis	Fator 1	Fator 2	Comunalidades
X1	<b>0,9225</b>	-0,2603	0,9188
X2	-0,2047	<b>0,9721</b>	0,9868
X3	-0,2522	<b>0,8992</b>	0,8721
X4	<b>-0,8866</b>	0,4151	0,9584
X5	<b>0,9432</b>	-0,2377	0,9462
X6	<b>-0,9228</b>	0,3642	0,9843
X7	0,4015	0,2138	0,2070
X8	<b>0,9753</b>	0,0037	0,9513
X9	0,1619	<b>0,9442</b>	0,9178
X10	-0,9244	0,3417	0,9712
X11	-0,2089	<b>0,9712</b>	0,9869
X12	<b>0,9631</b>	-0,1314	0,9448
X13	<b>0,9459</b>	-0,2230	0,9445
X14	-0,2004	<b>0,9760</b>	0,9927
X15	-0,4112	<b>0,7210</b>	0,6889
X16	-0,2037	<b>0,9578</b>	0,9589
X17	-0,1881	<b>0,9546</b>	0,9467

Fonte: Resultados da pesquisa.

Considerando inicialmente o Fator 1 (F1), tem-se uma correlação positiva e alta entre este fator e as variáveis X1 (% de domicílios com água não canalizada), X5 (% de domicílios sem esgotamento sanitário), X8 (média de moradores por domicílio), X12 (% de domicílios em que a pessoa responsável tem rendimento nominal mensal até ¼ do salário mínimo) e X13 (% de domicílios sem banheiro); e uma correlação negativa e alta em relação a X4 (% de



domicílios com iluminação elétrica), X6 (% de domicílios que possuem geladeira ou freezer) e X10 (% de domicílios com televisão). Dessa forma, o Fator 1 está mais relacionado às condições de habitação e qualidade de vida da população das mesorregiões mineiras, podendo ser entendido como um índice ou constructo que reflete a situação social para cada uma dessas regiões. Cabe ressaltar que, dada a estrutura de correlação entre o Fator 1 e as variáveis mais associadas a ele, quanto maior for o escore fatorial referente a este fator, pior é o indicador social da mesorregião considerada.

Tomando-se agora o Fator 2 (F2), tem-se uma correlação positiva e alta entre este fator e as variáveis X2 (estoque de Capital Humano), X3 (densidade demográfica), X9 (% de pessoas analfabetas), X11 (taxa de urbanização), X14 (PEA), X15 (PIB per capita), X16 (PIB do setor industrial) e X17 (PIB do setor serviços). Dessa forma, o Fator 2 está mais relacionado com os níveis de industrialização, urbanização e oferta de mão de obra, além do grau de atividade do setor terciário. Nesse sentido, este fator pode ser entendido como um índice ou constructo que reflete a situação econômica para cada uma das mesorregiões mineiras. Quanto maior o escore fatorial referente ao Fator 2, mais dinâmica será a economia da região em análise.

Quanto às comunalidades, observa-se que das dezessete variáveis, somente três apresentaram para esta medida, um valor inferior a 0,90, indicando que, de uma maneira geral, os fatores comuns F1 e F2 explicam mais de 90% da variância de cada variável considerada. Embora tenham apresentado comunalidades inferiores a 0,90, as variáveis X3 (densidade demográfica) e X15 (PIB per capita) apresentaram valores consideráveis para esta medida, de respectivamente 0,8721 e 0,6889. A variável de menor comunalidade, X7 (% de domicílios com coleta de lixo), foi a única que não apresentou forte relacionamento com nenhum dos dois fatores retidos, por isso a ocorrência de um valor pequeno (0,2070) desta medida para esta variável.

As comunalidades podem também ser utilizadas como um indicador da qualidade do ajuste de um modelo de análise fatorial. Valores elevados para esta medida indicam que os fatores comuns explicam uma parcela considerável das variáveis analisadas, portanto, o modelo de análise fatorial apresenta um bom ajuste. Como para o presente estudo as comunalidades foram em geral altas, tem-se um bom ajuste do modelo de análise fatorial considerado.

Uma outra forma de avaliar o grau de ajuste de um modelo de análise fatorial é comparando a matriz de correlação observada para as variáveis originais com a prevista pelo modelo<sup>8</sup>. Assim como em uma regressão, quanto menor a diferença entre ambas, ou seja, quanto menores os resíduos, melhor o grau de ajuste do modelo. Para o presente artigo, somente 13% dos resíduos foram

---

8 A matriz de correlação prevista em um modelo de análise fatorial é dada pela seguinte expressão:  $AA' + \Psi$ , em que A e  $\Psi$  são definidos conforme já apresentados neste artigo. Para mais detalhes da origem e dedução dessa fórmula, ver Johnson e Wichern (1992).

maiores que 0,05, indicando, assim como já ocorrera na análise das comunalidades, um bom ajuste do modelo de análise fatorial utilizado.

Com o objetivo de hierarquizar as doze mesorregiões mineiras em termos dos fatores 1 e 2, que representam respectivamente as condições sociais e econômicas dessas regiões, foram obtidos os escores fatoriais utilizando para o modelo (1), uma análise de regressão por mínimos quadrados ponderados.

Conforme enfatiza Haddad et al. (1989), os escores calculados só podem ser usados para uma classificação ordinal das observações consideradas. Ou seja, se para o fator social uma mesorregião apresentar um valor duas vezes maior do que o de outra, não significa que as condições de vida da primeira sejam duas vezes piores do que as da segunda, mas somente que esta última possui melhores indicadores sociais do que aquela. Feita esta ressalva, a Tabela 2 e a Tabela 3 apresentam, respectivamente, os escores fatoriais em ordem decrescente do índice social (F1) e do índice econômico (F2) para as doze mesorregiões de Minas Gerais.

Começando a análise dos resultados apresentados na Tabela 2 e 3 pela Região Metropolitana de Belo Horizonte, observa-se que ela é a líder do estado em termos de indicadores econômicos e de urbanização, principalmente em função da capital. Conforme Queiroz e Braga (2005), esta mesorregião ocupa o primeiro lugar no estado em relação à população, à taxa de urbanização, à população economicamente ativa e ao desempenho industrial, notadamente no segmento metal-mecânica, em função da proximidade das fontes de recursos naturais. Conforme já destacado, o centro interno mais dinâmico e influente é a capital Belo Horizonte.

**Tabela 2 – Hierarquização das mesorregiões mineiras em função de indicadores sociais para o ano de 2000**

Mesorregiões	Índice Social (F1)
Jequitinhonha	1,9685
Norte de Minas	1,4887
Vale do Mucuri	1,1039
Vale do Rio Doce	0,1734
Noroeste de Minas	-0,1082
Região Metropolitana de BH	-0,2225
Zona da Mata	-0,3312
Campo das Vertentes	-0,6225
Sul/Sudoeste de Minas	-0,6769
Central Mineira	-0,6939
Oeste de Minas	-1,0328
Triângulo/Alto Paranaíba	-1,0465

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela 3 - Hierarquização das mesorregiões mineiras em função de indicadores econômicos, de urbanização e disponibilidade de mão de obra, para o ano de 2000.**

Mesorregiões	Índice Econômico (F2)
Região Metropolitana de BH	2,8135
Sul/Sudoeste de Minas	0,4356
Zona da Mata	0,2609
Norte de Minas	0,2335
Vale do Rio Doce	0,1187
Triângulo/Alto Paranaíba	-0,0241
Jequitinhonha	-0,2404
Oeste de Minas	-0,5798
Vale do Mucuri	-0,5807
Campo das Vertentes	-0,6375
Noroeste de Minas	-0,8815
Central Mineira	-0,9181

Fonte: Resultados da pesquisa.

Entretanto, a Região Metropolitana de Belo Horizonte tem um desempenho apenas intermediário em relação ao índice social. Isto ocorre pela heterogeneidade social dessa região. Ou seja, conforme Queiroz e Braga (2005), enquanto a capital apresenta altos níveis de condição de vida e infraestrutura urbana; muitas cidades possuem índices comparáveis, em várias situações, àqueles das regiões mais atrasadas do estado.

Passando para a mesorregião Sul/Sudoeste de Minas, seu segundo lugar no índice econômico se deve ao fato de esta região ter apresentado após a década de setenta um elevado surto industrial em decorrência da chegada de indústrias vindas de São Paulo, juntamente com um crescente dinamismo no setor serviços. A grande capacidade de geração de energia elétrica, a existência de muitas rodovias em boas condições e de mão de obra qualificada, além de um grande mercado consumidor em um raio muito próximo, foram os fatores desse rápido dinamismo.

Em relação ao aspecto social, diferentemente da Região Metropolitana de Belo Horizonte, a mesorregião Sul/Sudoeste apresenta certa homogeneidade interna, com bons níveis de condições de vida e infraestrutura urbana (QUEIROZ e BRAGA, 2005). Por isso, esta região está também entre as primeiras, quanto ao índice social.

Quanto à mesorregião Zona da Mata, ela aparece em terceiro lugar no índice econômico em função principalmente do elevado dinamismo da indústria, calcada nos setores têxtil, metalúrgico e de bens de consumo durável, e do setor de serviços da microrregião Juiz de Fora. De uma maneira secundária, segundo

Dinz e Crocco (1995), destaca-se a microrregião de Ubá, com grandes perspectivas de desenvolvimento econômico impulsionado pela indústria de mobiliário. Entretanto, da mesma maneira que a Região Metropolitana de Belo Horizonte, a mesorregião Zona da Mata ocupa apenas posição intermediária em relação ao índice social, pela sua heterogeneidade interna.

Já a mesorregião Triângulo/Alto Paranaíba foi a que apresentou o melhor desempenho quanto ao índice social. Segundo Queiroz e Braga (2005), esta região apresenta as melhores condições de vida e infraestrutura urbana de Minas Gerais. O seu desenvolvimento econômico está baseado em atividades agropecuárias e agroindústrias, embora esteja ocorrendo atualmente um rápido crescimento na indústria. Por isso, o Triângulo/Alto Paranaíba ocupa somente uma posição intermediária no índice econômico, que engloba apenas os PIBs do setor industrial e serviços. Ainda sobre esta mesorregião, vale destacar que nem sempre o desenvolvimento econômico é unicamente dependente do dinamismo da indústria.

As mesorregiões Jequitinhonha, Norte de Minas e Vale do Mucuri foram as que apresentaram os piores indicadores sociais. Isto se explica por estas serem áreas com economias deprimidas, baseadas em uma agropecuária tradicional de baixa produtividade, com infraestrutura urbana deficiente e indicadores de qualidade de vida muito baixos. A exceção fica por conta de Montes Claros, na mesorregião Norte, que possui indústrias dinâmicas nos ramos não-metálico, têxtil e química. Por isto, apesar do fraco desempenho no índice social, esta região aparece em quarto lugar no índice econômico.

Prosseguindo com a análise dos resultados dos escore fatoriais, tem-se que as mesorregiões Campo das Vertentes e Vale do Rio Doce ocuparam posição intermediária nos dois índices considerados. Isto porque se, por um lado estas regiões possuem localidades com razoável dinamismo econômico — Lavras na primeira mesorregião e Ipatinga e Governador Valadares na segunda — por outro, apresentam áreas estagnadas com base econômica na agropecuária tradicional e no extrativismo vegetal.

Embora a mesorregião Central Mineira ocupe o último lugar no índice econômico, aparece em terceiro lugar quanto à qualidade de vida. Isto se deve ao fato de haver um certo dinamismo industrial na região sustentado pela indústria de Lagoa da Prata, os outros municípios de destaque – Bom Despacho e Curvelo - têm bases econômicas centradas tanto na indústria têxtil e indústria geral quanto na agropecuária e pecuária (DINIZ e CROCCO, 1996), sendo que estas últimas atividades não foram consideradas no índice econômico.

Analisando a mesorregião Noroeste de Minas, observa-se que ela ocupa o penúltimo lugar no índice econômico e o quinto pior desempenho no índice social. Tal situação pode ser explicada pelo processo recente de povoamento da região, resultado da construção de Brasília e da expansão da fronteira agrícola do Centro-Oeste do país (QUEIROZ e BRAGA, 2005). Devido a esta ocupação recente, existem ainda importantes deficiências de infraestrutura econômica

e social, de forma que a potencialidade de crescimento da região depende de programas governamentais voltados para o desenvolvimento do cerrado.

Por fim, a mesorregião Oeste de Minas ocupa uma posição modesta quanto ao índice econômico, fruto da sua situação intermediária no estado quanto ao nível de crescimento econômico. Por outro lado, possui o segundo melhor desempenho quanto ao índice social, em função de se encontrar e atualmente em uma trajetória econômica ascendente com a existência de municípios relativamente desenvolvidos, como Divinópolis (QUEIROZ e BRAGA, 2005).

Como complemento da análise fatorial, utilizou-se o método de Ward para agrupar as mesorregiões mais semelhantes, tomando-se como base os escores fatoriais dos indicadores sociais e econômicos. O resultado de tal agrupamento foi o seguinte:

- Grupo I – Região Metropolitana de Belo Horizonte.
- Grupo II – Triângulo/Alto Paranaíba, Sul/Sudoeste, Zona da Mata e Vale do Rio Doce.
- Grupo III – Campo das Vertentes, Noroeste de Minas, Central Mineira e Oeste de Minas.
- Grupo IV – Norte de Minas, Jequitinhonha e Vale do Mucuri.

Esses grupos podem ser entendidos como uma classificação das condições socio-econômicas do estado de Minas Gerais.

Isolada no grupo I, tem-se a Região Metropolitana de Belo Horizonte, muito mais em função da liderança da capital nos setores industrial e de serviços, do que em termos de qualidade de vida em toda a mesorregião. Conforme já destacado anteriormente, embora Belo Horizonte apresente “altos níveis de condição de vida e infraestrutura urbana, muitas cidades da região amargam índices consideravelmente menores, comparáveis, em muitos casos, àqueles das regiões mais deprimidas do estado” (QUEIROZ e BRAGA, 2005 p. 8).

O grupo II engloba mesorregiões que também apresentam grande dinamismo econômico, além de um alto padrão de vida, semelhante ao da capital. Entretanto, enquanto o Triângulo/Alto Paranaíba e o Sul/Sudoeste apresentam um grau significativo de homogeneidade interna, a Zona da Mata e o Vale do Rio Doce são extremamente heterogêneas. Ou seja, coexistem nessas últimas, municípios extremamente dinâmicos e com alto padrão de vida, ao lado de outros com economias estagnadas e condições de vida mais modestas.

No grupo III, encontram-se aquelas regiões que, de um modo geral, se encontram em um patamar intermediário de desenvolvimento social e econômico (QUEIROZ e BRAGA, 2005).

Por fim, no grupo IV, estão aquelas mesorregiões com grandes áreas economicamente deprimidas, com infraestruturas urbana e econômica deficientes, e indicadores de qualidade de vida insatisfatórios.

#### **4 – CONCLUSÃO**

Confirmando aquilo que vários estudos na área de economia regional e urbana

já haviam detectado, o presente artigo confirmou, por meio de uma análise estatística multivariada, que o estado de Minas Gerais é marcado por uma forte heterogeneidade interna.

Podem-se distinguir de uma maneira geral, quanto às condições de vida da população e à situação econômica, quatro grupos dentro do Estado.

No primeiro, encontra-se a Região Metropolitana de Belo Horizonte, cujos elevados indicadores sociais e econômicos da capital garantem a esta mesorregião, o posto de mais desenvolvida do estado. Cabe ressaltar que, apesar de tal colocação, coexistem também nesta localidade cidades com níveis de vida e situação econômica bastante limitados.

A seguir, aparecem as mesorregiões Triângulo/Alto Paranaíba, Sul/Sudoeste, Zona da Mata e Vale do Rio Doce, apresentando também um grande dinamismo econômico e alto padrão de vida. Entretanto, enquanto as duas primeiras são extremamente homogêneas, as duas últimas apresentam, assim como a Região Metropolitana de Belo Horizonte, uma forte heterogeneidade interna.

No terceiro grupo, estão as mesorregiões Campo das Vertentes, Noroeste de Minas, Central Mineira e Oeste de Minas com padrões intermediários de desenvolvimento econômico e social.

Finalmente, no último grupo, estão as mesorregiões Norte de Minas, Jequitinhonha e Vale do Mucuri, que são as menos desenvolvidas do estado de Minas Gerais, apresentando os piores indicadores econômicos e sociais.

Do caráter heterogêneo do estado de Minas Gerais, emerge a necessidade de políticas públicas de maior efetividade no sentido de procurar não somente desenvolver as mesorregiões economicamente mais deprimidas ou em situação intermediária, como também homogeneizar aquelas cujo desenvolvimento econômico se concentra apenas em alguns polos.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BARROSO, L. P.; ARTES, R. *Análise multivariada*. Lavras, Universidade Federal de Lavras, 2003. 156 p. (mimeo)
- DINIZ, C.; CROCCO, M. *Reestructuración productiva e nuevos distritos industriales en Brasil: el nuevo mapa de la industria brasileña*. Belo Horizonte, 1995. (mimeo)
- FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO – FJP. *Indicadores sociais das microrregiões de Minas Gerais 2000*. Belo Horizonte, 2000.
- HADDAD, P. R.; FERREIRA, C. M. C.; BOISIER, S.; ANDRADE, T. A. *Economia regional – teorias e métodos de análise*. Fortaleza, Banco do Nordeste do Brasil, 1989. 694 p.
- HAIR, J.; ANDERSON, R.; BLACK, B. *Multivariate Data Analysis*. 7 ed. Englewood Cliffs, New Jersey, Prentice Hall, 2008. 900 p.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. *Censo demográfico 2000: população: domicílios*. Rio de Janeiro, 2000.
- JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. *Applied multivariate statistical analysis*. 3

- ed. Englewood Cliffs, New Jersey, Prentice Hall, 1992. 642 p.
- QUEIROZ, B.L. *Diferenciais regionais de salários nas microrregiões mineiras*. Belo Horizonte, 2001. 191 p. Dissertação (MS). Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais.
- QUEIROZ, B. L.; BRAGA, T. M. *Hierarquia urbana em um contexto de desconcentração econômica e fragmentação do território*: questionamentos a partir do caso da rede de cidades mineira. Disponível em: <<http://www.demog.berkeley.edu/~lanza/docs>>. Acesso em: fev. 2005.
- SILVA, E. *Análise das disparidades regionais em Minas Gerais*. Disponível em: <<http://www.cedeplar.ufmg.br>>>. Acesso em: fev. de 2005.