Taiana Fortunato Araújo

# As inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento nas mesorregiões mineiras, 1970-2000

Belo Horizonte, MG
UFMG/Cedeplar
2007

Taiana Fortunato Araújo

# As inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento nas mesorregiões mineiras, 1970-2000

Dissertação apresentada ao curso de Mestrado em Economia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Mestre em Economia.

Orientador: Profª. Drª Lízia de Figueirêdo
Co-orientador: Prof. Dr. Márcio Antônio Salvato

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG
2007

# Folha de Aprovação

Dedico este trabalho ao meu PAI, Antônio Severino Araújo Filho.
(*in memorian)*

# AGRADECIMENTOS

Devo meus sinceros agradecimentos a todos aqueles que participaram, direta ou indiretamente, do processo e do período de realização desta dissertação:

À minha família, mamãe, Larissa e Tia Zezé, por compartilhar e acreditar nos meus sonhos e objetivos.

Aos meus orientadores, Lízia de Figueirêdo (orientadora) e Márcio Salvato (co-orientador) por terem me orientado ao longo do "processo dissertativo", pelas sugestões, críticas e paciência.

Às professoras Simone, Ana Flávia, Ana Hermeto pelas sugestões e soluções que muito contribuíram para a realização deste trabalho.

Aos membros da banca de defesa, Tatiane Menezes e Simone Wajnman, pelos comentários que muito enriqueceram este trabalho.

À Flávia Chein, Gilvan Ramalho, Harley e Carla pela valiosa colaboração com o banco de dados, STATA, Censo Demográfico, etc.

Ao Leonardo Feijó, pela imprescindível ajuda com os mapas.

Aos colegas da minha turma de mestrado, da ecn2004 e demais colegas do CEDEPLAR, por terem compartilhado comigo os árduos e também vários momentos de descontração ao longo do Curso de Mestrado em Economia. Um agradecimento especial devo à Alessandra e ao Lucas Linhares pelo apoio, inúmeros conselhos, "torras" e pelo ombro "amigo".

Ao apoio institucional do CEDEPLAR, FAPEMIG, LCA, Bibliotecas.

# SUMÁRIO

INTRODUÇÃO ..... 1

CAPÍTULO 1: Pobreza, desigualdade e crescimento: revisão da literatura internacional ..... 4

1.1-Desigualdade *versus* Crescimento: uma breve discussão ..... 6

1.2-Como crescimento e redistribuição de renda afetam a pobreza? ..... 14

1.2.1-Pobreza, crescimento e desigualdade: técnicas de decomposição ..... 16

1.3-Crescimento Pró-Pobre: uma velha questão a partir de uma nova abordagem ..... 25

CAPÍTULO 2: A tríade pobreza-desigualdade-crescimento no Brasil e em Minas Gerais ..... 34

2.1-Evolução da pobreza, desigualdade e crescimento no Brasil a partir dos anos 1960 ... 35

2.2-Minas Gerais: desigualdade regional e pobreza ..... 43

2.3-Pobreza, desigualdade e crescimento no Brasil e Minas Gerais ..... 49

CAPÍTULO 3: Aspectos metodológicos: da proposição teórica ao empiricismo ..... 68

3.1-Os Censos Demográficos e a Renda Domiciliar *per capita* ..... 68

3.2-Linhas de pobreza relativas e absoluta ..... 74

3.3-Medidas de Pobreza ..... 79

3.4-Medindo a desigualdade de renda: Índice de Gini e T de Theil ..... 81

3.5-Técnicas de Decomposição da Variação da Pobreza ..... 84

3.5.1-Redistribuição ou crescimento? Avaliação da sensibilidade da pobreza a partir de simulações contra-factuais ..... 85

3.6-Crescimento Pró-Pobre: o Índice de Kakwani e Pernia (2000) ..... 94

CAPÍTULO 4: A decomposição da variação da pobreza e a avaliação do crescimento pró-pobre em Minas Gerais ..... 97

4.1-Renda média, mediana e desigualdade de renda ..... 97

4.2-Pobreza absoluta e relativa ..... 102

4.3-Como o crescimento e a desigualdade de renda afetaram a pobreza no período 1970-2000? ..... 113

4.3.1-Decomposição Temporal da Variação da Pobreza ..... 113

4.3.2-Crescimento Pró-Pobre nas mesorregiões mineiras ..... 123

4.3-Decomposição espacial da pobreza: o que explica a diferença de pobreza entre as mesorregiões mineiras em 2000? ..... 128

CONSIDERAÇÕES FINAIS ..... 131

# LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1.1-A relação triangular: causalidades investigadas ..... 6
FIGURA 3.1-Divisão Política Mesorregional ..... 69
FIGURA 3.2-Decomposição de Shapley ..... 88
FIGURA 4.1-Pobreza Absoluta: Evolução da Proporção de Pobres, 1970-2000 ..... 104
FIGURA 4.2-Pobreza Absoluta: Evolução da Proporção de Extremamente Pobres, 1970-2000 ..... 105
FIGURA 4.3-Pobreza Absoluta: Evolução do Hiato de Pobreza, 1970-2000 ..... 106
FIGURA 4.4-Pobreza Absoluta: Evolução do Hiato de Extrema Pobreza, 1970-2000 ..... 107
FIGURA 4.5-Evolução da Severidade da Pobreza, 1970-2000 ..... 108
FIGURA 4.6-Pobreza Absoluta: Evolução da Severidade da Extrema Pobreza, 1970-2000 ..... 110

# LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 3.1-Curva de Lorenz de Minas Gerais em 2000 ..... 82
GRÁFICO 4.1-Evolução da Desigualdade da renda domiciliar *per capita*, medida pelo Índice de Gini, nas mesorregiões mineiras, 1970-2000 ..... 100
GRÁFICO 4.2-Evolução da Desigualdade da renda domiciliar *per capita*, medida pelo T-Theil, nas mesorregiões mineiras, 1970-2000 ..... 101

# LISTA DE TABELAS

TABELA 2.1-Número, participação e proporção de pobres, segundo regiões e estratos, 1970 e 1980 ..... 36
TABELA 2.2-Número, participação e proporção de pobres, segundo regiões e estratos, 1981 e 1990 ..... 38
TABELA 2.3-Número, participação e proporção de pobres, segundo estratos e subáreas selecionadas, 1990 e 1993 ..... 39
TABELA 2.4-Proporção de pobres no Brasil, segundo estratos e regiões, 1993 e 1995-1999 ..... 40
TABELA 2.5-Taxas de crescimento médio anual do PIB: Brasil e algumas unidades da federação ..... 44
TABELA 2.6-PIB dos cinco mais importantes estados brasileiros e sua participação no PIB do Brasil, no ano de 2000 ..... 44

TABELA 2.7-Composição Regional do PIB de Minas Gerais em 1980, 1986 e 1992 ..... 45

TABELA 4.1-Renda Domiciliar *per capita* Média e Mediana, por mesorregião, em R$ de Agosto de 2000,1970-2000 ..... 98

TABELA 4.2-Número e participação na pobreza absoluta por mesorregião, para a renda domiciliar *per capita*, 1970-2000 ..... 102

TABELA 4.3-Número e participação na pobreza extrema absoluta por mesorregião, para a renda domiciliar *per capita*, 1970-2000 ..... 103

TABELA 4.4- Decomposição Temporal da Proporção de Pobres e Extremamente Pobres ($P_0$) para a renda domiciliar *per capita*, por Mesorregião, 1970-2000 ..... 116

TABELA 4.5-Índice de Crescimento Pró-pobre da Proporção de Pobres ($P_0$) para a renda domiciliar *per capita*, por mesorregião, 1970-2000 ..... 125

TABELA 4.6-Decomposição Intra-estadual da Pobreza, no ano de 2000, para a renda domiciliar *per capita*, tendo como base a média do Estado de Minas Gerais ..... 129

TABELA A.1-Linhas de Pobreza Relativas por Mesorregião, 1970-2000 ..... 147

TABELA A.2-Crescimento da Renda Domiciliar *per capita* Média e Mediana, por mesorregião,1970-2000(%) ..... 148

TABELA A.3- Renda Domiciliar *per capita* Média e Mediana dos pobres, por mesorregião, em R$ de Agosto de 2000, 1970-2000..... 148

TABELA A.4- Renda Domiciliar *per capita* Média e Mediana dos extremamente pobres, por mesorregião, em R$ de Agosto de 2000, 1970-2000 ..... 149

TABELA A.5-Renda Domiciliar *per capita* Média e Mediana, ponderadas pela escala da OCDE, por mesorregião, em R$ de Agosto de 2000,1970-2000 ..... 149

TABELA A.6- Crescimento da Renda Domiciliar *per capita* Média e Mediana, ponderadas pela escada da OCDE, por mesorregião,1970-2000(%)..... 150

TABELA A.7-Renda Domiciliar *per capita* Média e Mediana dos pobres, ponderadas pela escala da OCDE, por mesorregião, em R$ de Agosto de 2000,1970-2000..... 150

TABELA A.8- Renda Domiciliar *per capita* Média e Mediana dos extremamente pobres, ponderadas pela escala da OCDE, por mesorregião, em R$ de Agosto de 2000, 1970-2000 ..... 151

TABELA A.9- Desigualdade da renda domiciliar *per capita*, por Mesorregião, 1970-2000 . ..... 151

TABELA A.10- Desigualdade da renda domiciliar *per capita*, entre os pobres, por Mesorregião, 1970-2000..... 152

TABELA A.11-Desigualdade da renda domiciliar *per capita*, entre os extremamente pobres, por Mesorregião, 1970-2000 ..... 152

TABELA A.12-Desigualdade da renda domiciliar *per capita* corrigida pela escala da OCDE, por Mesorregião,1970-2000 ..... 153

TABELA A.13-Desigualdade, entre os pobres, da renda domiciliar *per capita* corrigida pela escala da OCDE, por Mesorregião, 1970-2000 ..... 153

TABELA A.14-Desigualdade, entre os extremamente pobres, da renda domiciliar *per capita* corrigida pela escala da OCDE, por Mesorregião, 1970-2000 ..... 154

TABELA A.15- Medidas de Pobreza Absoluta para a renda domiciliar *per capita*, por mesorregião, 1970-2000 ..... 155

TABELA A.16- Medidas de Pobreza Absoluta para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por mesorregião, 1970-2000 ..... 156

TABELA A.17- Medidas de Pobreza Relativa para a renda domiciliar *per capita*, por mesorregião, 1970-2000 ..... 157

TABELA A.18- Medidas de Pobreza Relativa para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por mesorregião, 1970-2000 ..... 158

TABELA A.19- Número e participação na pobreza absoluta, para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escada da OCDE, por mesorregião, 1970-2000 ..... 159

TABELA A.20- Número e participação na extrema pobreza absoluta, para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escada da OCDE, por mesorregião, 1970-2000..... ..... 159

TABELA A.21- Número e participação na pobreza relativa por mesorregião, 1970-2000 ..... 160

TABELA A.22- Número e participação na pobreza extrema relativa por mesorregião, 1970-2000 ..... 160

TABELA A.23- Número e participação na pobreza relativa, para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escada da OCDE, por mesorregião, 1970-2000 ..... 161

TABELA A.24- Número e participação na extrema pobreza relativa, para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escada da OCDE, por mesorregião, 1970-2000 ..... 161

TABELA A.25-População por Mesorregião, 1970-2000..... 162

TABELA A.26-Crescimento Populacional por Mesorregião, 1970-2000(%) ..... 162

TABELA A.27- Decomposição Temporal da Proporção de Pobres ($P_0$) para a renda domiciliar *per capita*, por Mesorregião, 1970-2000..... 163

TABELA A.28- Decomposição Temporal da Proporção de Extremamente Pobres ($P_0$) para a renda domiciliar *per capita*, por Mesorregião, 1970-2000 ..... 164

TABELA A.29-Decomposição Temporal do Hiato de Pobreza($P_1$) para a renda domiciliar *per capita*, por Mesorregião, 1970-2000 ..... 166

TABELA A.30-Decomposição Temporal do Hiato de Extrema Pobreza ($P_1$) para a renda domiciliar *per capita*, por Mesorregião, 1970-2000..... 167

TABELA A.31-Decomposição Temporal da Severidade da Pobreza ($P_2$) para a renda domiciliar *per capita*, por Mesorregião, 1970-2000..... 169

TABELA A.32-Decomposição Temporal da Severidade da Extrema Pobreza ($P_2$) para a renda domiciliar *per capita*, por Mesorregião, 1970-2000..... 171

TABELA A.33-Decomposição Temporal da Proporção de Pobres ($P_0$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por Mesorregião, 1970-2000 172

TABELA A.34-Decomposição Temporal da Proporção de Extremamente Pobres ($P_0$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por Mesorregião, 1970-2000 ..... 174

TABELA A.35-Decomposição Temporal do Hiato de Pobreza ($P_1$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por Mesorregião, 1970-2000 ..... 175

TABELA A.36-Decomposição Temporal do Hiato de Extrema Pobreza ($P_1$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por Mesorregião, 1970-2000 177

TABELA A.37-Decomposição Temporal da Severidade da Pobreza ($P_2$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por Mesorregião, 1970-2000 178

TABELA A.38-Decomposição Temporal ds Severidade da Extrema Pobreza ($P_2$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por Mesorregião, 1970-2000 ..... 180

TABELA A.39-Índice de Crescimento Pró-pobre da Proporção de Extremamente Pobres (P0) para a renda domiciliar *per capita*, por mesorregião, 1970-2000 ..... 182

TABELA A.40-Índice de Crescimento Pró-pobre do Hiato de Pobreza ($P_1$) para a renda domiciliar *per capita*, por mesorregião, 1970-2000 ..... 183

TABELA A.41- Índice de Crescimento Pró-pobre do Hiato de Extrema Pobreza ($P_1$) para a renda domiciliar *per capita*, por mesorregião, 1970-2000 ..... 184

TABELA A.42-Índice de Crescimento Pró-pobre da Severidade da Pobreza ($P_2$) para a renda domiciliar *per capita*, por mesorregião, 1970-2000 ..... 185

TABELA A.43-Índice de Crescimento Pró-pobre da Severidade da Extrema Pobreza ($P_2$) para a renda domiciliar *per capita*, por mesorregião, 1970-2000..... 186

TABELA A.44-Índice de Crescimento Pró-pobre da Proporção de Pobres ($P_0$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por mesorregião, 1970-2000 187

TABELA A.45-Índice de Crescimento Pró-pobre da Proporção de Extremamente Pobres ($P_0$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por mesorregião, 1970-2000 ..... 188

TABELA A.46-Índice de Crescimento Pró-pobre do Hiato de Pobreza ($P_1$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por mesorregião, 1970-2000 189

TABELA A.47- Índice de Crescimento Pró-pobre do Hiato de Extrema Pobreza ($P_1$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por mesorregião, 1970-2000 ..... 190

TABELA A.48-Índice de Crescimento Pró-pobre da Severidade da Pobreza ($P_2$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por mesorregião, 1970-2000 ..... 191

TABELA A.49-Índice de Crescimento Pró-pobre da Severidade da Extrema Pobreza ($P_2$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por mesorregião, 1970-2000 ..... 192

TABELA A.50-Decomposição Intra-estadual da Pobreza, no ano de 2000, para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, tendo como base a média do estado de Minas Gerais ..... 193

# RESUMO

A partir do enfoque monetário, a dissertação investiga as inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento nas 12 mesorregiões mineiras, no período 1970-2000. Em específico, examina-se como a pobreza respondeu a seus macro-determinantes imediatos, crescimento (renda média) e desigualdade de renda. Além disso, é examinada a qualidade do crescimento econômico mineiro, se tem sido ou não pró-pobre. E, por fim, dada a conformação espacial heterogênea da pobreza mesorregional, em 2000, investiga-se as razões para tal padrão, se atribuído à diferença de renda média ou a padrões distintos de concentração de renda. Para tanto, são utilizadas informações dos Censos Demográficos Brasileiros de 1970, 1980, 1991 e 2000, por meio da compatibilização da malha municipal dos Censos, realizada por Chein (2006) e posterior agregação na divisão mesorregional de 2000. Como estratégia empírica, são realizadas decomposições da variação da pobreza mesorregional, temporal e seccionalmente-Decomposição de Shapley e estimado o Índice de Crescimento Pró-Pobre de Kakwani e Pernia (2000). Em linhas gerais, verifica-se que, para o período como um todo 1970-2000, assim como para os sub-períodos 1970-1980, 1980-1991 e 1991-2000, a contribuição da variação da renda média foi fator majoritariamente responsável pela queda da proporção de pobres e extremamente pobres, na primeira e na última década, e pelo aumento na década intermediária. Os resultados das decomposições são extremamente sensíveis ao indicador de pobreza utilizado. Utilizando o Hiato de Pobreza e a Severidade da Pobreza, o componente redistribuição passa a responder por uma maior parte da variação na pobreza (e na extrema pobreza). Todavia, a melhora ou piora na concentração da renda continua relativamente menos importante na explicação da variação da pobreza nas mesorregiões historicamente mais pobres e de menor renda média (Vale do Rio Doce, Vale do Mucuri, Vale do Jequitinhonha e Norte de Minas), em relação as mesorregiões da parte sul do estado. Na década de 1970, o crescimento foi estritamente pró-pobre em Minas Gerais e em todas as mesorregiões e, na década de 1980, a recessão foi pró-rico. Na década de 1990, o crescimento afetou os pobres de maneira diversa entre as mesorregiões, sendo menos pró-pobre do que no período do Milagre. Para a extrema pobreza, foi até mesmo empobrecedor. Por fim, a decomposição espacial da pobreza mesorregional, para 2000, mostra que, para as mesorregiões com níveis de pobreza superiores a média do estado de Minas Gerais, a diferença de pobreza é atribuída majoritariamente à menor renda média destas áreas.

**Palavras-chave: pobreza, desigualdade, crescimento**

# ABSTRACT

This thesis investigates the inter-relationships between poverty, inequality and growth for the 12 middle regions [mesoregions] in Minas Gerais, over the period 1970-2000, focusing on the concept of monetary poverty. Specifically, we analyze how poverty was affected by its direct macroeconomic determinants: growth (average income) and income inequality. In addition, we examine the quality of economy growth in Minas Gerais. That is, if it is pro-poor. At last, we try to answer if the heterogeneneity across mesorregional poverty levels in 2000 is due to differences in the income level or in income inequality. These examinations rely on 1970, 1980, 1991 and 2000 Brazilian Census microdata, for which one applied the compatibilization (normalization) developed by Chein (2006) and later aggregation on the mesorregional division of 2000. Empirically, we decompose mesorregional poverty variation over time and cross-sectional like, applying Shapley Decomposition, and estimate the Pro-poor Growth Index, developed by Kakwani & Pernia (2000). Our results show that over the whole period, and for its decennial-like sub-periods, the variation of the average income was the dominant effect explaining the decline in the proportion of poor and extremely poor for the very first and last decades and the increase for the middle one. The results for the decompositions are sensitive to the elicited poverty index. When Poverty Gap and Poverty Intensity are used, the redistribution component becomes more relevant on explaining poverty and extremely poverty variation. In spite of that, the improvement or worsening in inequality persists less important to explain differences in poverty levels over time for the historically poorest and lowest-income mesorregions (Vale do Rio Doce, Vale do Mucuri, Vale do Jequitinhonha e Norte de Minas). In the 70s, Minas Gerais and its mesorregions experienced a strictly pro-poor growth. During the 80s, the economic recession was pro-rich. In the 90s, growth has a diverse effect among the mesoregions, although it was less pro-poor than in the "Milagre Econômico" [Economic Miracle] period. If we focus on the extremely poor, growth has a immiserizing effect. At last, the spatial decomposition of mesorregional poverty for 2000 shows that the difference in poverty levels is predominately addressed to the lower average income of the mesorregions when contrasted to Minas Gerais.

**Keywords: poverty, inequality, growth**

# INTRODUÇÃO

A economia mineira é uma das mais dinâmicas do país, devido ao seu parque industrial amplo e diversificado, ao bom desempenho da agricultura moderna e ao setor terciário desenvolvido. No entanto, até o final da década de 1960, Minas Gerais se inseria perifericamente no processo de desenvolvimento nacional, com desempenho econômico aquém da média. No decorrer dos anos 1970, o estado se integra nacional e internacionalmente, recebendo uma série de investimentos que deram inicio ao processo de diversificação, adensamento e consolidação da estrutura industrial mineira. A partir da inserção dos anos 1970, Minas Gerais foi conquistando espaço no cenário nacional, com taxas de crescimento do PIB estadual acima da média nacional.

Apresentando uma participação média histórica no PIB nacional de aproximadamente 10%, Minas Gerais compete com o estado do Rio de Janeiro pela segunda posição em importância econômica, atrás de São Paulo (Perrobelli *et al.,* 1999). Em 2000, o PIB mineiro atingiu 106.169 bilhões, o que equivale a 9,64% do PIB nacional. No entanto, sobressalta a enorme heterogeneidade do desenvolvimento econômico do estado, sendo 75% do PIB estadual de 1995 produzido em 6 das 12 mesorregiões, quais sejam: Central Mineira, Metropolitana de Belo Horizonte, Campo das Vertentes, Sul de Minas, Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba e Zona da Mata. Em contraste, as mesorregiões Noroeste, Jequitinhonha, e Mucuri representam apenas 7% do PIB estadual (Resende e Cunha, 2002).

Esta grande disparidade do produto interno bruto estadual reflete a disparidade regional do estado, que apresenta áreas ricas, prósperas e com setores produtivos dinâmicos e áreas com economia de subsistência e de extrema pobreza. O padrão espacial da pobreza e da renda é heterogêneo e parece se perpetuar ao longo das décadas. Historicamente, as mesorregiões Norte de Minas, Vale do Mucuri e do Jequitinhonha concentram os bolsões crônicos de pobreza, embora o maior número absoluto de pobres se localize na Região Metropolitana de Belo Horizonte. Ademais, Minas Gerais apresenta a maior desigualdade de renda dentre os estados das regiões Sul e Sudeste, sendo a concentração da renda indiscriminadamente elevada, tanto das mesorregiões pobres quanto nas mais ricas (Prates, 1996; Simão, 2004; Santos, 2002).

Neste contexto, investigar como a pobreza nas díspares mesorregiões mineiras responde ao crescimento e à distribuição da renda pode gerar informações valiosas aos proponentes de políticas públicas, já que permite a avaliação da efetividade de políticas redistributivas e/ou de crescimento da renda na redução da pobreza. Ademais, como a natureza da pobreza varia de mesorregião para mesorregião, as prioridades podem não ser necessariamente as mesmas e, assim, as estratégias de combate à pobreza podem ser distintas.

A presente dissertação tem como objetivo geral analisar as inter-relações entre a pobreza, a desigualdade e o crescimento nas mesorregiões mineiras, nos anos censitários de 1970, 1980, 1991 e 2000. Em específico, investigar como a pobreza se comportou em face do crescimento econômico mineiro (acima da média nacional, desde os anos 1970) e da (des)concentração da renda. Isto é, como a pobreza responde a seus macro-determinantes imediatos, crescimento (renda média) e desigualdade de renda. Além disso, examinar a qualidade do crescimento econômico mineiro, se tem sido ou não pró-pobre. E, por fim, dada a conformação espacial heterogênea da pobreza mesorregional, em 2000, investigar as razões para tal padrão, se atribuído à diferença de renda média ou a padrões distintos de concentração de renda.

Parte-se da hipótese de que o comportamento temporal da pobreza mesorregional estaria associado ao comportamento da renda, ou seja, de que a variação na pobreza ocorrida nas mesorregiões seria majoritariamente atribuída à concomitante variação na renda (crescimento ou recessão). Contudo, a conformação espacial duradoura e díspare seria decorrente da elevada desigualdade de renda intra-mesorregional. Para a verificação desta hipótese, adota-se como estratégia empírica a construção de um índice de crescimento pró-pobre e a decomposição temporal e seccional da variação da pobreza nas mesorregiões e para Minas Gerais.

Além desta introdução, este trabalho conta com 4 capítulos, além das considerações finais e no anexo. No capítulo 1, é discutida parte representativa da literatura internacional sobre a tríade pobreza-desigualdade-crescimento, de modo a contribuir com o entendimento acerca do comportamento da pobreza mesorregional mineira, bem como da maneira como ela responde a seus determinantes imediatos: o crescimento (renda média) e a distribuição da renda (desigualdade). Deste modo, embora nosso objetivo específico seja investigar os

efeitos do crescimento e da desigualdade de renda sobre a pobreza em Minas Gerais, não nos furtamos em discutir a relação desigualdade-crescimento, também componente desta tríade.

No capítulo 2, contextualiza-se a discussão em âmbito nacional, sendo dada uma visão detalhada acerca do comportamento da desigualdade, da pobreza, especificamente do ponto de vista da insuficiência de renda, e do crescimento da renda, no Brasil, a partir dos anos 1960. Posteriormente, a economia mineira é investigada, lançando apontamentos e evidências preliminares acerca da configuração espacial da renda, da desigualdade e da pobreza no estado. Deste modo, estabelecem-se parâmetros para a análise das inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento no Brasil, bem como para a análise específica de Minas Gerais e suas mesorregiões, ainda neste capítulo e no capítulo de resultados, capítulo 4.

O capítulo 3 apresenta e discute a metodologia empregada na dissertação de modo a investigar as inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento em Minas Gerais, em específico, como a pobreza reage aos dois últimos. E, por fim, no capítulo 4, os resultados da estratégia empírica adotada são descritos e discutidos.

# CAPÍTULO 1: Pobreza, desigualdade e crescimento: revisão da literatura internacional

A pobreza pode ser caracterizada por múltiplos aspectos. Em linhas gerais:

> When people lack or are denied the income and other resources, including the use of assets and receipt of goods and services in kind equivalent to income, to obtain the conditions of life-that is, the diets, material goods, amenities, standards and services-to enable them to play the roles, participate in the relationships and follow the customary behavior which is expected of them by virtue of their membership in society, they can be said in poverty (Expert, 2006, pp.14).

Assim sendo, o conceito de pobreza multidimensional compreende privações não só de renda, mas também de capacidades e acesso a bens, serviços e direitos, também definidores do bem-estar individual e coletivo, como saúde e educação (Rocha, 2000; Deaton, 2004). Contudo, quanto mais ampla a definição adotada maiores são as limitações na mensuração e, por isso, restrições devem ser tomadas quanto ao número e tipo de atributos constituintes (Thorbecke, 2005). O Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), proposto pelo PNUD, nos anos 1990, é uma tentativa de captar aspectos da pobreza além da renda, mas ainda se limita à incorporação do atributo educacional e da expectativa de vida. Outra proposta, o Índice de Desenvolvimento Humano Generalizado, permite identificar a contribuição dos atributos, como expectativa de vida, renda *per capita*, provisão de bens públicos, entre outros, para o bem-estar (Chakravarty, 2003).

Adotar o conceito de pobreza como insuficiência de renda (enfoque unidimensional monetário), limita a análise a apenas um aspecto, importante e viável em termos empíricos, mas senão uma face de um espectro bastante amplo. Por outro lado, a renda tende a ser correlacionada com os outros aspectos do bem-estar, mas sendo apenas um indicativo das diferenças de pobreza (multidimensional) entre as regiões de um país ou entre países, *i.e*., "(...) *poorer people are more likely to lose their babies and can expect to live less long* (...)" (Deaton, 2004, pp.13), ainda "(...) *an individual above the monetary poverty line is thought to possess the potential purchasing power to acquire the bundle of attributes yielding a level of well-being sufficient to function"* (Thorbecke, 2005, pp.04).

Na presente dissertação, tratamos a pobreza nesta perspectiva simplificadora de insuficiência de renda, o que limita o escopo de análise ao espectro monetário e às

proposições de políticas de combate à pobreza decorrentes desta delimitação. Deste modo, mesmo reconhecendo a amplitude e a importância de se tratar a pobreza multidimensionalmente, doravante nos limitaremos a discutir a pobreza unidimensional.

Um pressuposto conceitual necessário ao enfoque monetário é que, dado um determinado nível de renda, diferentes indivíduos atingiriam o mesmo nível de utilidade. Assim, ao se estabelecer um padrão de bem-estar mínimo desejado, os indivíduos cujas rendas são insuficientes para atingi-lo são considerados pobres, podendo ser este padrão mínimo relativo ou absoluto (Rocha e Ellwanger, 1993). Ademais, supõe-se que há mercado para todos os bens e que os preços refletem a utilidade dos consumidores, o que é problemático, dada a imperfeição e até mesmo inexistência de mercado para alguns tipos de bens, como os públicos (Thorbecke, 2005).

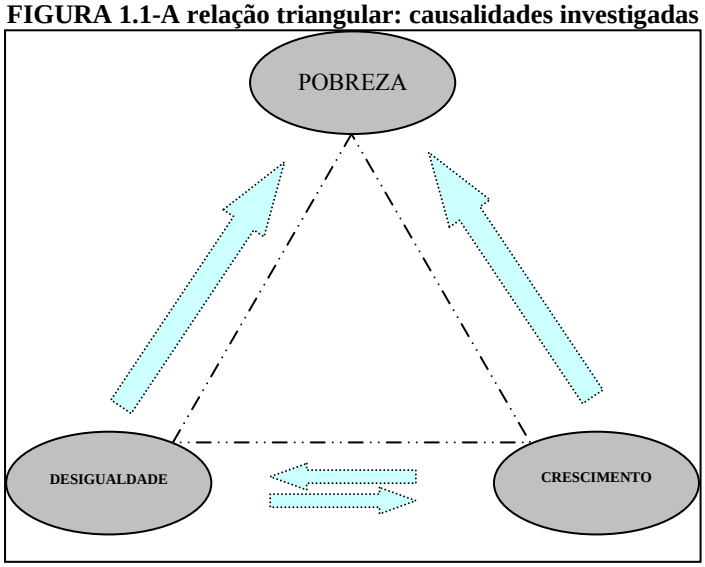
No enfoque unidimensional monetário, a pobreza responde a dois determinantes imediatos: a escassez de recursos agregados e a má distribuição dos recursos existentes. Desse modo, a redução do grau de pobreza requer crescimento econômico e/ou o declínio da desigualdade de renda, por isso, objetivos de políticas públicas devem se centrar na promoção do crescimento e/ou da igualdade (Barros e Mendonça, 1997). Dessa maneira, a escolha de políticas públicas de combate à pobreza deve ser embasada pelo conhecimento das inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento. Isto é, pela compreensão de como cada um destes elementos influencia e é influenciado pelos demais.

Esta tríade vem sendo estudada sob diversos prismas metodológicos, sendo um dos artigos pioneiros o de Simon Kuznets (1955), que trata da relação entre crescimento e desigualdade. Todavia, mesmo sendo muito extensa a literatura sobre este tema, o entendimento consensual das causalidades e efeitos apontados nesta tríade ainda não foi alcançado, mesmo teoricamente.

Neste ensejo, este capítulo tem como objetivo discutir parte representativa desta vasta literatura, de modo contribuir com o entendimento acerca do comportamento da pobreza mesorregional mineira, bem como da maneira como ela responde a seus determinantes imediatos: o crescimento (renda média) e a distribuição da renda (desigualdade). Deste modo, embora nosso objetivo específico seja investigar os efeitos do crescimento e da desigualdade de renda sobre a pobreza em Minas Gerais, não nos furtaremos em discutir a

relação desigualdade-crescimento, também componente desta tríade, representada na FIG. 1.1.

**FIGURA 1.1-A relação triangular: causalidades investigadas**




Fonte: Elaboração própria

Assim, na seção 1.1 deste capítulo abordamos a literatura acerca do *tradeoff* "eqüidade-eficiência", que se ramifica em duas vertentes de trabalhos, os que investigam o efeito do crescimento na desigualdade de renda e os que analisam a causalidade reversa, embora esta importante e controversa face do triângulo não seja objeto de investigação empírica posterior na presente dissertação. Na seção 1.2, investiga-se como a pobreza responde a seus determinantes imediatos. Tal discussão é reforçada pelas evidências empíricas de decomposição temporal e espacial. O capítulo finda com a seção 1.3, que analisa a relação crescimento-pobreza a partir da abordagem do crescimento pró-pobre.

## 1.1-Desigualdade versus Crescimento: uma breve discussão

O *tradeoff* "equidade-eficiência" vem sendo objeto de estudo e alvo de controvérsias teóricas e empíricas desde os anos cinqüenta, com a publicação do artigo pioneiro de Kuznets (1955) sobre a relação desigualdade–crescimento (Son, 2003). Ao analisar este *tradeoff* duas vertentes de trabalhos se distinguem: os que investigam o efeito do crescimento na desigualdade de renda, como o trabalho de Kuznets, e os que avaliam o

impacto da desigualdade no crescimento econômico[1]. Deste primeiro estudo é derivada a conhecida Hipótese de Kuznets, que postula ser a relação entre crescimento e desigualdade de rendimentos um U invertido, com a desigualdade de renda piorando nos estágios iniciais de desenvolvimento, quando a economia passa de agrícola para industrial.

A desigualdade aumenta, inicialmente, em decorrência da transferência de mão-de-obra do setor menos produtivo tradicional (agricultura) para o mais produtivo (indústria) e impulsionador do crescimento do produto, o que aumenta o diferencial de rendimentos entre os setores e dentro do novo setor. Isto é, a transferência de uma parcela de trabalhadores para o setor capitalista, com produto marginal do trabalho e salários elevados, aumenta a renda *per capita* em ambos os setores, mas, como a oferta de mão-de-obra é elástica, a taxa de participação da mão-de-obra no PIB cai. Ademais, o progresso técnico favorece os setores modernos nos estágios iniciais de desenvolvimento e, como as novas tecnologias são mais capital-intensivas, a taxa de lucro aumenta com o tempo, em consonância com o aumento da renda. Posteriormente, a desigualdade diminuiria quando quase todos os trabalhadores estivessem trabalhando no setor mais produtivo e os ganhos de produtividade deste setor se espalhassem dentro do segmento. Por isso, a relação entre crescimento e desigualdade teria a forma de um U invertido (Mazumdar e Son, 2001; Son, 2003; Kuznets, 1995; Bruno *et al.*, 1996).

Vários desdobramentos posteriores visam dar robustez à análise preliminar e especulativa de Kuznets (1955), com a construção de índices de desigualdade setorial, a inclusão do papel da tecnologia como determinante da desigualdade de rendimentos, migração, imperfeição no mercado de capitais, entre outros (Barreto, Jorge Neto e Tebaldi, 2001; Fields, 2001; Aghion e García-Peñalosa, 1999). Várias também são as contraposições teóricas e empíricas. É interessante notar, no entanto, que estes esforços teorizadores foram formulados muito posteriormente à Hipótese de Kuznets e não são necessários ao teste da relação entre crescimento e desigualdade de renda:

[1] Os trabalhos que tratam destas duas vertentes é muito ampla e, na maioria dos casos, independente. O ponto de interseção empírico é a literatura de círculos virtuosos e viciosos e também os modelos de equações simultâneas. Ver Fields (2001).

> Even if an inverted-U shape were to appear as a broad empirical regularity, such a finding would not establish the validity of any particular underlying model. Instead, we can test the Kuznets curve hypothesis as an empirical proposition and, upon finding that the data reject it empirically (...) we may then turn our attention to why inequality increases with economic growth in some countries and not in others. Inductive theory is likely to be much more promising than deductive theory at this point (Fields, 2001, pp. 8-9).

Na esfera do empirismo, muitos trabalhos em *cross-section* corroboraram a Hipótese de Kuznets até a década de 1970, sendo até mesmo considerada lei econômica por Robinson (1976)[2] e fato estilizado por Ahluwalia (1976)[3] (Bruno *et al.*,1996; Fields, 2001)[4]. A partir de então, novos estudos começaram a questionar a regularidade da curva de U invertido para os diversos países e a pouca capacidade em explicar a variação da desigualdade entre países através do tempo, sendo as evidências até então encontradas viesadas pela omissão de efeitos fixos, erros de especificação, entre outros. Os trabalhos posteriores, na literatura internacional, com dados em painel, séries temporais e *cross-sections* para vários países já não deram suporte para tal hipótese[5] (Barreto, Jorge Neto e Tebaldi, 2001; Bruno *et al.*, 1996; Fields, 2001).

Por exemplo, o trabalho seminal de Deininger e Squire (1998) não encontra evidências de um padrão de U invertido para uma amostra de 48 países, desenvolvidos e subdesenvolvidos, em painel de efeitos fixos e com primeiras diferenças. Concluindo os autores que o rápido crescimento econômico pode ser associado a diversos padrões de desigualdade: crescente, estável ou decrescente. O resultado geral de Deininger e Squire (1998) corrobora os trabalhos em *cross-section* anteriores, como Ravallion e Chen (1997)[6] e Bruno *et al.* (1996), que também não encontram relação sistemática entre crescimento e desigualdade. Este último replica algumas especificações de exercícios empíricos anteriores que haviam corroborado a Hipótese de Kuznets, utilizando 63 diferentes bases

---

[2] ROBINSON, Sherman. A Note on the U-hypothesis relating income inequality and economic development. **American Economic Review** 66, 437-440, 1976. *Apud:* Bruno *et al.* (1996).

[3] AHLUWALIA, Montek S. Income distribution and development: some stylized facts. **American Economic Review Paper and Proceedings** 66, 126-135,1976. *Apud:* Bruno *et al.* (1996).

[4] Para uma revisão desta literatura em *cross-section*, ver Fields (2001).

[5] Como adverte Fields (2001), a utilização de *cross-sections* na verificação da Hipótese de Kuznets foi muito utilizada até a década de 1970 devido à ausência de dados em estrutura temporal para países subdesenvolvidos. Contudo, "*if we are interested in the effects of growth on inequality, we would really like to be looking at changes in inequality within countries as they grow over time. The cross-sectional methodology may have been justified when all that was available was cross-sectional data. Now, though, we can and should use intertemporal data. When we do, the results turn out to be strikingly different (...) The reason the econometric procedure makes such a difference is that what is going on within countries is different from what is going on across countries* " (Fields, 2001, pp. 40-43).

[6] RAVALLION, M.; CHEN, S. What Can New Survey Data Tell Us about Recent Changes in Distribution and Poverty? **World Bank Research Observer** 11(2), 357-382, 1997. *Apud:* Bigsten e Levin (2001).

de dados para 44 países, em *cross-section* e série temporal. Contudo, os autores não encontram evidência de um U invertido:

> It appears then that the cross-country inverted U found in many earlier tests of the hypothesis-mainly using compilations of distributional data for the 1950s to early 1970s-may well have become blurred, if not vanished, over time. This probably reflects how various omitted variables have evolved. The new data confirm earlier concerns that these omitted variables were creating an appearance of a cross-country inverted U which had little to do with the hypothesis. We would conjecture that with the growth seen in much of Asia, and the lack of it in much of Africa, the poor and low inequality countries of 20-30 years ago have slit into two, blurring the old inverted U but (quite possibly) better revealing the true relationship (BRUNO *et al.*, 1996).

Em suma, parece haver consenso na literatura internacional mais recente (a partir dos anos 1980) que não se pode associar o crescimento econômico a um padrão determinado de desigualdade, pois a (não)verificação da Hipótese de Kuznets é decorrente do método econométrico utilizado e da base de dados (se composta por paises (regiões) desenvolvidos(as), subdesenvolvidos(as), como renda média alta ou baixa). Assim, não se pode afirmar que haja uma relação sistemática entre crescimento, por si só, e desigualdade de renda, sendo esta última determinada por vários fatores associados ao crescimento como o sistema econômico, a composição das exportações, a estrutura do mercado de trabalho, o estágio de desenvolvimento do mercado de capitais, entre outros[7] (Barreto, 2005; Fields, 2001).

O estudo dos efeitos da desigualdade de renda no crescimento, segunda vertente que investiga o *tradeoff* "equidade-eficiência", toma corpo a partir da segunda metade dos anos 80, com os desenvolvimentos da Teoria do Crescimento Endógeno e a busca dos determinantes do crescimento econômico dos países. Além da grande disponibilidade de dados em *cross-section* que permite a realização de vários trabalhos empíricos sobre o tema, a partir de então (Barreto, 2005). Entretanto, também nesta perspectiva não há consenso quanto ao efeito (positivo ou negativo) da desigualdade sobre o crescimento, com trabalhos teóricos e empíricos defendendo ambas as visões.

Analisando a relação da desigualdade afetando o crescimento, um primeiro conjunto de argumentos é denominado de "argumentos de Economia Política" por Banerjee e Duflo (2003) e se baseiam na premissa de que mudanças distributivas progressivas têm um

[7] Ver Fields (2001) para uma síntese da literatura de determinantes da desigualdade de renda.

impacto negativo sobre o crescimento, *i.e*., quanto mais desigual um país ou região, maior o efeito negativo da redistribuição de renda sobre a acumulação de capital físico e humano, pois se reduz o incentivo ao investimento e o esforço do trabalho, o que em última instância impacta negativamente o crescimento[8]. Persson e Tabellini (1994) [9], por exemplo, defendem que a desigualdade leva à redistribuição, não sendo esta benéfica ao crescimento. Este efeito no crescimento é decorrente da menor acumulação de capital gerada pelos efeitos adversos das políticas tributárias redistributivas, dos gastos governamentais e da incidência da carga tributária sobre as parcelas da população com renda mais elevada. Knowles (2001) aponta também outros dois argumentos: de que a desigualdade levaria à instabilidade sociopolítica, o que reduz o investimento e, então, o crescimento, e que, na presença de restrições de crédito, a desigualdade reduziria o investimento em capital humano, principalmente dos mais pobres, o que reduziria o crescimento.

A desigualdade, por outro lado, estimularia o crescimento, pois, de acordo com Bourguignon (1981) [10], a propensão marginal a poupar dos mais ricos é maior do que a dos mais pobres. Então, o investimento (e o crescimento) tende a ser mais elevado em economias onde a desigualdade de renda é maior. Ademais, grandes investimentos requerem grandes somas de recursos, que seriam inviáveis na ausência de um mercado de capitais desenvolvido capaz de agregar capitais. Assim, a concentração de renda facilitaria o investimento e a acumulação de capital, por gerar incentivo para os recursos serem usados mais eficientemente (Okun, 1975) [11].

A literatura empírica vem explorando esses e vários outros argumentos sem, contudo, ser conclusiva. Em Benabou (1996), Knowles (2001) e Fields (2001) são feitas sínteses da literatura empírica sobre desigualdade e crescimento em *cross-section*, constatando-se que a maioria das estimações encontra uma relação negativa entre desigualdade e crescimento.

---

[8] Para um *survey* dos vários "argumentos de Economia Política" e outras teorias que consideram os efeitos negativos da desigualdade no crescimento ver Barreto (2005), Barreto, Jorge Neto e Tebaldi (2001), Banerjee e Duflo (2003) e Bruno *et al.* (1996).

[9] Os autores desenvolvem um modelo de equilíbrio geral com gerações superpostas onde os agentes heterogêneos agem como agentes econômicos e eleitores medianos. Este modelo é baseado nas Novas Teorias do Crescimento Endógeno e na Teoria da Política Endógena, tendo como resultado uma série de pontos de equilíbrio de taxas de crescimento que decrescem com o nível de desigualdade.

[10] BOURGUIGNON, F. Pareto-Superiority of Unegalitarian Equilibria in Stiglitz`s Model of Wealth Distribution with Convex Savings Function. **Econometrica** 49,1981. *Apud* Barreto (2005).

[11] Para uma maior gama de argumento em prol da desigualdade como promotora do crescimento ver Barreto (2005) e Banerjee e Duflo (2003).

Contudo esta regularidade empírica não se sustenta à mudança do método de estimação e à inclusão de novas variáveis:

> (...) all recent empirical work has reported a negative relationship between these variables. There are, however, a number of potential problems with this empirical work. First, many of the estimates of a significant negative effect of inequality on growth are not robust. When any sort of sensitivity analysis is performed, such as when additional explanatory variables or regional dummy variables are included, the coefficient on inequality often becomes insignificant (although it usually remains negative) (Forbes, 2000, pp.870).

Portanto, a robustez e a validade da associação negativa entre desigualdade e crescimento são questionáveis nesses estudos em *cross-section*, com muitos artigos apresentando erros de mensuração e omissão de variáveis relevantes (Knowles, 2001), assim como nos trabalhos empíricos que visavam testar o efeito do crescimento na desigualdade. Ademais, a estimação em *cross-section* não possibilita responder uma importante questão política: de como uma mudança no nível da desigualdade de um país irá afetar o crescimento dentro desse país, apenas embasando a conclusão de que, no longo prazo, países com baixos níveis de desigualdade tendem a crescer mais rápido. Então, o método supostamente correto para a estimação seria o painel, ao permitir responder diretamente à questão de como mudanças no nível da desigualdade leva a mudanças na taxa de crescimento do país (Forbes, 2000).

Forbes (2000), por exemplo, utilizando uma ampla base de dados, para 5 anos e 35 países, que reduz os erros de mensuração e permite a estimação por painel, encontra, através de uma estimação em painel dinâmico, um efeito positivo da desigualdade no crescimento subseqüente, no curto e médio prazos, sendo este resultado robusto à partição da amostra utilizada, à definição das variáveis e à especificação do modelo. Os resultados de Forbes (2000) não contradizem, todavia, os resultados com estimação em *cross-section*, pois estes visam à estimação de longo prazo, enquanto que a realizada pelo autor prediz efeitos de curto e médio prazos no crescimento, devido ao horizonte temporal utilizado. Para os resultados em painel contradizerem as estimações em *cross-section* o horizonte temporal utilizado deveria ter sido o mesmo.

Partridge (2005) também testa os efeitos da desigualdade de renda no crescimento dos estados americanos, para o período 1960-2000, tentando conciliar os diversos resultados estimados em *cross-section*, que refletem tendências de longo prazo, com as estimações utilizando séries de tempo, que refletem tendências de curto prazo, como aventado em

Forbes (2000). O autor, então, estima dois modelos em painel: um de curto prazo para intervalos de 10 anos e outro para todo o período (40 anos). Além do Índice de Gini (defasado em um período), é incluído na equação de regressão para o curto prazo a renda média[12], também defasada em um período, além de um vetor com variáveis de controle[13]. Já no modelo de longo prazo são utilizados os valores iniciais destas variáveis (para 1960). Em linhas gerais, o autor conclui que a classe média e o Índice de Gini são positivamente correlacionados com o crescimento no longo prazo, sendo a relação de curto prazo ambígua e não conclusiva:

> In general, conflicting findings from various approaches may not be a signal of a lack of robustness if there are separate long- and short-run linkages, although we also found that measurement error can more strongly affect "short-run" models, which should also be weighed as a factor (Partridge, 2005, pp.389).

Assim, a relação positiva de longo prazo entre desigualdade e crescimento, inferida por Partridge (2005), se contrapõe à gama de trabalhos em *cross-section* que pareciam confirmar a regularidade empírica de que a desigualdade está associada a menores taxas de crescimento no longo prazo.

Todos os trabalhos apresentados utilizam métodos paramétricos para a estimação da Curva de Kuznets, seja qual for a direção de causalidade estudada. A ausência de consenso quanto aos efeitos de curto e longo prazo da desigualdade no crescimento ainda impera, tanto na literatura teórica quanto empírica, e as explicações para o dissenso empírico são várias: adequação do método econométrico ao horizonte de estudo (curto ou longo prazo), erros de medida e má qualidade da fonte de dados, estimação viesada entre outras. Dada a esta controvérsia empírica, Banerjee e Duflo (2003) propõem a utilização de um método não paramétrico, regressão de núcleo (*Kernel regression*), para a investigação do efeito da desigualdade no crescimento, julgando ser a falta de consenso empírico decorrente da imposição de uma estrutura linear à estimação, nem sempre predita teoricamente[14]:

> When we examine the data without imposing a liner structure, it quickly becomes clear that the data does not support the linear structure that has routinely been imposed on it.(...)Imposing a linear structure where there is no theoretical support for it can lead to serious misinterpretations (Banerjee e Duflo, 2003, pp.268).

---

[12] De modo a isolar o efeito da classe média no crescimento.

[13] Variáveis de controle: (1) para capital humano: parcela da população com segundo grau completo, mas sem ensino superior, parcela da população com ensino superior, (2) setor produtivo: empregados no setor agrícola, mineração, construção civil, indústria, serviços e governo, entre outras variáveis.

[14] Os autores apresentam vários modelos teóricos que predizem a relação entre desigualdade e crescimento analisando a estrutura (a) linear dos modelos.

Então, os autores regridem a taxa de crescimento dos países[15], em *cross-section,* contra o Índice de Gini e o mesmo ao quadrado. Infere-se que a taxa de crescimento é uma função U invertido da variação da desigualdade, *i.e*., mudanças na desigualdade em qualquer direção (aumento ou redução da concentração de renda) estão associadas à redução do crescimento no período subseqüente. Este resultado apresenta-se robusto a alteração das variáveis de controle e do método de estimação utilizado.

Em suma, os trabalhos empíricos recentes da literatura internacional sobre a Hipótese de Kuznets questionam os trabalhos anteriores que defendiam tal hipótese alegando que o exercício empírico não era adequado ao teste proposto, sendo vários os motivos apontados. Ademais, com a utilização de novas bases de dados e estimações em painel, séries temporais e *cross-section*, estes trabalhos não encontram relação sistemática entre crescimento e desigualdade. Este aparente consenso de ausência de relação sistemática contrasta, todavia, com os trabalhos recentes sobre municípios brasileiros, que ao utilizarem estimativas em painel, validam o padrão de U invertido, como será discutido no próximo capítulo.

Também na segunda vertente de trabalhos, os que investigam o efeito da desigualdade de renda no crescimento econômico, o dissenso teórico e empírico ainda impera, sendo questionáveis a robustez e a validade dos vários trabalhos empíricos em *cross-section* que deram suporte a uma relação negativa de longo prazo entre desigualdade e crescimento. Métodos alternativos são empregados sem, contudo, convergirem acerca de um efeito negativo, positivo ou mesmo ausência de impacto sistemático da desigualdade no crescimento.

Da seção apresentada infere-se que o crescimento não é necessariamente neutro. Argumentos teóricos e evidências empíricas corroboram tanto um efeito positivo ou negativo da desigualdade no crescimento econômico. Deste modo, políticas públicas para a redução da pobreza devem ser cautelosas, baseadas em uma investigação acurada das especificidades locais da comunidade (país ou região) a ser beneficiada. Isto é, a mesma política pública aplicada de maneira irrestrita pode gerar resultados diversos, o que pode

[15] Utiliza-se a base de dados desenvolvida por Deininger e Squire (1998), por ser esta uma base de dados de alta qualidade e abrangência.

ser ainda mais problemático no caso de políticas estaduais em Minas Gerais, já que neste estado coexistem mesorregiões pobres e desiguais com mesorregiões ricas e também desiguais, como será discutido no próximo capítulo e no capítulo 4.

Assim, devemos sempre considerar a possibilidade latente do *tradeoff* "eqüidade-eficiência" ao se traçar estratégias de combate à pobreza. Como bem pontua Bigstein e Levin (2001, pp. 07):

> If more rapid reduction in poverty can be achieved through reductions in inequalities, then distributional policy takes on a greater priority; but on the other hand, if greater levels of inequality appear to secure rapid growth leading to faster poverty reduction, then there may well be greater tolerance of inequalities. Thus, the relationship between growth and inequality are important from a [poverty] policy perspective.

Nesta seção tratamos da relação entre desigualdade e crescimento, ou seja, da base da FIG. 1. Na próxima seção, abordamos como estes componentes afetam a pobreza.

## 1.2-Como crescimento e redistribuição de renda afetam a pobreza?

Investigar como a pobreza responde a seus determinantes imediatos, o crescimento e a distribuição da renda, gera informações valiosas aos proponentes de políticas públicas, já que permite a avaliação da efetividade de políticas redistributivas e/ou de crescimento da renda na redução da pobreza. Ademais, como a natureza da pobreza varia de região para região, as prioridades não são necessariamente as mesmas e, assim, as estratégias de combate à pobreza também devem ser distintas. Como defende Barros *et al.* (2005, pp.02):

> (...) la gama mas efectiva de políticas de combate a la pobreza para una determinada sociedad dependerá crucialmente de una serie de características específicas locales, tales como la importância del médio rural, la estructura agrária, el grado de informalidad en las relaciones de trabajo, la extención o solidez del mercado de crédito, el nivel de escolaridad y calificación ya alcanzados por la fuerza de trabajo, el nivel de desarrollo tecnológico, la disponibilidad y la calidad de la infraestructura básica, entre otros. Cualquier intento de diseño de uma estrategia universal de combate a la pobreza estará siempre predestinado a ser poco efectivo.

Portanto, a delimitação de uma estratégia adaptada a cada especificidade requer o conhecimento profundo da magnitude e dos principais determinantes da pobreza. Desse modo, a partir desta seção, discute-se como a pobreza responde aos seus determinantes imediatos. Isto é, realizamos a primeira etapa na análise dos determinantes da pobreza, investigando seus macro-determinantes. O segundo passo seria o inquérito dos

determinantes do crescimento e da desigualdade de renda, e assim por diante. Como alude Barros *at al.* (2005, pp. 06), seria como se estivéssemos descascando sucessivamente uma cebola. Contudo, nos limitaremos, na presente dissertação, à análise do primeiro nível hierárquico.

O combate à pobreza requer o aumento da renda dos classificados como pobres, podendo ocorrer por um aumento geral na renda e/ou por um processo redistributivo, no qual a renda dos pobres cresce em face à redução da renda dos não-pobres. Contudo, estas possibilidades levam a um dilema a ser enfrentado, no curto-prazo, pelos formuladores de políticas, qual seja, reduzir a desigualdade versus aumentar o volume de recursos (Barros *et al.*, 2005).

O crescimento é mais importante para os países/regiões mais pobres, pois a redistribuição teria pouco impacto sobre a pobreza. Já a melhora na concentração da renda seria mais importante nos países/regiões mais ricas e desiguais, onde o crescimento não é uma condição necessária na erradicação da pobreza. Deste modo, a solução deste dilema vai depender da natureza da pobreza local, ou seja, do nível de renda *per capita* e do grau de desigualdade de renda (Bourguignon, 2002; Tochetto, 2004).

Na sub-seção subseqüente, investigamos exatamente como a pobreza responde empiricamente aos seus determinantes imediatos através das técnicas de decomposição/microssimulação contra-factual da pobreza e , na seção 1.3, a partir da abordagem do crescimento pró-pobre[16].

Assim, levando-se em conta o peso relativo dos dois macro-determinantes da pobreza, deve-se eleger prioridades, já que políticas que promovam o crescimento econômico ou redistributivas são obtidas por meio de estratégias distintas. Em uma perspectiva de longo-prazo, no entanto, uma política efetiva de redução da pobreza deve ser basear em crescimento sustentado, já que há um limite natural à redistribuição da renda (Bourguignon, 2002). Ainda, dependendo da opção de política, se de promoção do

[16] Outras estratégias empíricas também aplicáveis, como regressões quantílicas, não serão abordadas neste capítulo devido à extensão da literatura empírica internacional existente acerca das técnicas a serem revistas. Os métodos de decomposição e de mensuração do crescimento pró-pobre serão também utilizados na investigação das inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento em Minas Gerais. Já na revisão da literatura nacional, no segundo capítulo, a discussão desta inter-relação não se condicionará às técnicas a serem utilizadas, tal como neste primeiro capítulo.

crescimento ou de redução da desigualdade de renda, novos dilemas emergem ao se delimitar uma estratégia de combate à pobreza (Barros *et al.*, 2005) [17].

### 1.2.1-Pobreza, crescimento e desigualdade: técnicas de decomposição[18]

A técnica de decomposição da variação da pobreza se desenvolveu e vêm se sofisticando desde os trabalhos pioneiros de Kakwani e Subbaro (1990), Jain e Tedulkar (1990) [19], Huppi e Ravallion (1991) e Datt e Ravallion (1992). Essa técnica consiste basicamente na mensuração do componente crescimento e do componente desigualdade da variação do nível de pobreza. O componente crescimento sintetiza o impacto sobre a pobreza do aumento (ou redução) da renda média, mantendo-se a desigualdade constante. Já o componente redistribuição mostra o efeito na pobreza de uma mudança distributiva, na ausência de qualquer alteração na renda média. Isto é, a decomposição gera dois componentes contra-factuais, que isolam os impactos dos macro-determinantes imediatos da pobreza. Esta decomposição pode ser temporal (para uma mesma unidade de análise em dois pontos do tempo) ou espacial (entre duas unidades seccionais). Da decomposição básica, em dois componentes, derivam-se várias extensões, como a decomposição da pobreza em renda nominal, variação nos preços e desigualdade. Algumas aplicações serão revistas na presente seção[20].

Tendo como motivação o *paper* de Kakwani e Subbaro (1990), Datt e Ravallion (1992) propõem uma nova técnica de decomposição da variação das medidas de pobreza entre os componentes crescimento, redistribuição e resíduo[21], aplicando-a para o Brasil e a Índia,

---

[17] Foge ao escopo desta dissertação uma discussão detalhada dos dilemas de políticas de promoção do crescimento e/ou redistribuição. Para uma síntese de tais dilemas, ver Barros *et al.* (2005). É intenção desta dissertação apenas investigar empiricamente como a pobreza responde aos seus determinantes imediatos.

[18] Nesta seção serão discutidos, em sua maioria, os trabalhos empíricos que utilizam técnicas de decomposição da variação da pobreza entre crescimento e desigualdade. Os trabalhos de decomposição da variação da pobreza setorial não serão aqui abordados por não ser objetivo desta dissertação uma análise da estrutura setorial da pobreza nas mesorregiões mineiras. Tal desdobramento faz, no entanto, parte da nossa agenda de pesquisa acerca do comportamento da pobreza mineira nestes 30 anos cobertos pelos 4 últimos Censos Demográficos. Importantes trabalhos nesta linha de pesquisa são Huppi e Ravallion (1991), Grootaert (1995) e Thorbecke e Jung (1996).

[19] KAKWANI, N.; SUBBARO, K. Rural Poverty and It's Alleviation in India. **Economic and Political Weekly** 25, A2-A16, 1990 e JAIN, L.R.; TENDULKAR, S. D. The Role of Growth and Distribution in the Observed Change in Head-Count Ratio Measure of Poverty: A Decomposition exercise for India. **India Economic Review** 25(2), pp. 165-205, 1990. *Apud*: Datt e Ravallion (1992).

[20] Ver capítulo 3 para uma explicação pormenorizada da técnica de decomposição.

[21] O resíduo é a diferença da soma dos componentes crescimento e redistribuição com a variação observada na pobreza. É decorrente do método de decomposição proposto e é interpretado pelos autores como a

respectivamente para os anos 1981-1988 e 1977-1978, 1983,1986-1987, 1988. Esta nova proposta se diferencia das duas primeiras (Kakwani e Subbaro, 1990; Jain e Tedulkar, 1990) pela presença de um terceiro componente, o resíduo, e pelo cálculo independente destes componentes. Isto é, ao contrário de Kakwani e Subbaro (1990), a contribuição da redistribuição de renda é mensurada mantendo-se o componente crescimento constante, no ano base, e não como resíduo do cálculo do componente renda média.

No caso indiano[22], as mensurações de pobreza rural e urbana[23] indicam redução desta mazela durante o período em análise, embora de maneira não contínua para a medida proporção de pobres ( $P_0$ ). Ao aumento da renda média é atribuída parte majoritária desta queda, com o componente de crescimento dominando o de redistribuição. Contudo o peso relativo do primeiro componente na variação da pobreza modifica-se de acordo com a medida de pobreza utilizada.

Já para o Brasil, não houve tendência de redução ou aumento da pobreza na década de 1980. Quando se analisa por sub-períodos, verifica-se que o comportamento da pobreza apresenta o mesmo padrão de flutuação das variáveis macroeconômicas, com aumento da pobreza no período 1981-1983, redução no período subseqüente até 1986 e novo aumento da pobreza no período 1987-1988. A decomposição para todo o período revela que, a despeito da variação insignificante na pobreza, o crescimento da renda minimizou o efeito negativo do aumento da desigualdade no aumento da pobreza. Este efeito adverso do aumento da desigualdade é atribuído por Datt e Ravallion (1992) ao baixo crescimento do emprego no setor formal e conseqüente aumento do emprego no setor informal. O mesmo efeito adverso do componente de redistribuição é verificado para os sub-períodos de aumento da pobreza: 1981-1983 e 1987-1988, sendo, no primeiro sub-período este efeito reforçado pela recessão (redução da renda média). O sub-período intermediário, ao contrário, apresentou crescimento distributivamente neutro, como também observado para a Índia em todo o período de análise. Assim, ao contrário da Índia, o Brasil não apresentou

---

sensibilidade dos componentes crescimento e redistribuição à mudança do ano base do inicial para o final. Ver capítulo 3.

[22] Os dados para a Índia têm como fonte *National Sample Surveys* (NSS). Para o Brasil, os autores utilizaram dados da PNAD, não sendo feita a desagregação entre pobreza rural e urbana.

[23] Os autores utilizam as medidas de pobreza da "Família FGT": proporção de pobres ( $P_0$ ), hiato de pobreza ( $P_1$ ) e severidade da pobreza ( $P_2$ ), ver capítulo 3.

tendência de redução da pobreza, também diferindo, em termos relativos, a contribuição dos dois componentes nas decomposições dos países.

Kakwani (1997) propõe um método de decomposição da pobreza entre renda média e desigualdade que difere da Decomposição de Datt e Ravallion (1992) por não apresentar resíduo e por atender a propriedades ditas "desejáveis" às técnicas de decomposição, como a simetria e a aditividade, discutidas no capítulo metodológico, capítulo 3. O autor aplica o método desenvolvido para a Tailândia, no período 1988-1994, utilizando pesquisas sócio-econômicas aplicadas no país nos anos 1988, 1990, 1992 e 1994.

O autor observa um grande crescimento da renda *per capita* no período em análise e conclui que este crescimento beneficiou proporcionalmente mais os ricos que os classificados como pobres. Este entendimento de ausência de crescimento pró-pobre[24] se deve a verificação do sinal positivo do componente redistribuição (*i.e*., houve piora na distribuição de renda), com exceção do período 1992-1994, que se contrapôs parcialmente ao efeito redutor na pobreza (para as medidas proporção de pobres e hiato de pobreza) decorrente do crescimento. Já quando se mede a pobreza pelo índice $P_2$ (severidade da pobreza), o efeito adverso do componente redistribuição domina o efeito benéfico do componente crescimento, com aumento monotônico da pobreza neste período, o que é um indicativo de que os extremamente pobres não se beneficiaram nem mesmo absolutamente do grande crescimento do período.

Mazumdar e Son (2001) investigam o comportamento da pobreza tailandesa em face do crescimento econômico do período 1988-1996 e ao período da crise asiática, 1997-1998. Este estudo se diferencia do de Kakwani (1997) por caracterizar a variação da pobreza (estratificando por mercado de trabalho, região, educação e ocupação) através dos exercícios de decomposição temporal em 3 componentes: crescimento econômico, redistribuição de renda e mudança populacional. Verifica-se que, no período anterior à crise, grande parte da queda na pobreza foi decorrente do crescimento da renda média, com a redistribuição de renda tendo impacto pequeno, mas adverso. Também pequeno é o impacto das mudanças populacionais, o que contraria os modelos duais que visam explicar

[24] Na próxima seção discute-se os conceitos de crescimento pró-pobre. No sentido que Kakwani (1997) emprega o crescimento é pró-pobre se a redução na pobreza for acompanhada por uma redução da desigualdade de renda relativa.

o crescimento em economias agrárias. A Crise Asiática aumentou a pobreza, mas ao contrário do esperado, não afetou o setor formal significativamente, sendo mais afetadas as pessoas residentes nas áreas não urbanizadas, ocupadas na agricultura, menos educadas e de regiões mais pobres do país. Também no período de crise, a variação da renda média foi a responsável pela piora na pobreza, sendo pequeno o impacto da participação da população dos grupos vulneráveis.

Chen e Wang (2001) investigam o impacto das elevadas taxas de crescimento chinesas sobre a redução da pobreza, com exceção do período da crise asiática (1997-1999), e da acentuada desigualdade de renda verificada no período 1990-1999, através da decomposição proposta por Datt e Ravallion (1992). Infere-se que o crescimento econômico contribuiu significativamente para a mitigação da pobreza verificada no período, com a desigualdade de renda se contrapondo a este efeito mitigador, tanto para o setor rural, quanto para o urbano. Como o capital humano é o principal ativo dos pobres, investiga-se a relação entre capital humano, crescimento e pobreza, por meio de exercícios de contabilidade do crescimento, sendo observado que a distribuição do estoque de capital humano é assimétrica em termos regionais, com a acumulação de capital humano se reduzindo no período. A partir deste diagnóstico, os autores propõem que é necessário investir em educação de modo a aumentar o capital humano, o que teria impactos diretos sobre a pobreza e a desigualdade.

Ao contrário do Brasil, o Chile apresentou, no período 1990-1996, rápido crescimento econômico, mas acompanhado por uma também elevada desigualdade. A partir deste quadro, Contreras (2003) utiliza a decomposição de Datt e Ravallion (1992) para avaliar o comportamento da pobreza neste período. A decomposição mostra que o componente crescimento é responsável por 85% da queda na pobreza neste período, com o restante "explicado" pelo resíduo. A variação no componente desigualdade foi aproximadamente nulo, o que faz o autor inferir que tanto os ricos quanto os pobres se beneficiaram do crescimento, não sendo o elevado e sustentado nível de desigualdade necessariamente associado a baixos níveis de bem-estar[25] [26]. Além de decompor a pobreza, Contreras

[25] Contudo, o autor parece ignorar a possibilidade do elevado nível de desigualdade reduzir a efetividade do crescimento em afetar a pobreza, ou seja, que a pobreza poderia se reduzir mais ainda se o crescimento fosse acompanhado por um processo de redistribuição de renda. Esta possibilidade é conhecida como Hipótese de Bourguignon e será tratada na próxima seção.

(2003) decompõe a desigualdade e verifica que o diferencial de nível educacional é o principal fator explicativo desta elevada desigualdade.

A partir das evidências de que a pobreza na República dos Camarões aumentou significativamente no período 1984-1996, Baye (2004) utiliza da Decomposição Temporal de Shapley[27] de modo a investigar quanto desse empobrecimento acentuado, em um cenário de grave crise macroeconômica, é resultado da piora na distribuição de renda e da redução da renda apropriada pelos mais pobres. Em linhas gerais, o componente crescimento (ou melhor, queda na renda média) foi responsável pela piora nos níveis de pobreza sendo este efeito adverso marginalmente contraposto pelo componente redistribuição (melhora na distribuição da renda), quando se analisa o país como um todo e os setores rural e semi-urbano. Já para a população urbana, os dois efeitos corroboram o acirramento da pobreza, sendo decorrência da redução do emprego formal, aumento do desemprego e do setor informal urbano. Os autores concluem que, no caso da República dos Camarões, o crescimento da renda *per capita* é essencial para a redução da pobreza no longo prazo, sendo pouco efetivas as políticas redistributivas se não vierem acompanhas desse tipo aumento da renda média. Tal proposição de política se distancia do argumento consensual presente na literatura brasileira sobre pobreza em que, dada a elevada renda média brasileira, a redução da pobreza deve se dar a partir da melhora na distribuição de renda (ver capítulo 2).

Assim como em Datt e Ravallion (1992), a pobreza indiana é matéria de estudo de Dhongde (2004) que investiga as razões das diferenças nas proporções de pobres, entre os 15 maiores estados indianos, responsáveis por 97% da população. Com a maior concentração de pobres do mundo (300 milhões de pessoas), a pobreza neste país sempre foi objeto de política pública, sendo assim, torna-se importante avaliar qual política é mais efetiva na minoração desta mazela social: a promoção do crescimento econômico ou a redução da desigualdade de renda. Assim, para 1999-2000, o autor decompõe espacialmente a proporção de pobres, utilizando o Método de Shapley, estratificando por situação do domicílio: rural e urbano e tomando como base o padrão nacional de pobreza.

---

[26] A robustez dos resultados é testada através de Testes de Dominância Estocástica e da estimação não paramétrica da densidade do logaritmo natural da renda domiciliar *per capita*.

[27] Grosso modo, a Decomposição Temporal de Shapley se diferencia da proposta de Datt e Ravallion (1992) por ser exata, ou seja, por não apresentar resíduo, sendo a soma das contribuições dos componentes crescimento e redistribuição igual a variação observada na pobreza. Ver capítulo 3.

Dhongde (2004) conclui que o crescimento e as reformas econômicas dos anos 90 reduziram a pobreza, embora ainda persistam grandes disparidades nas taxas de pobreza entre as regiões indianas. Essa disparidade, para os dois estratos, rural e urbano, é explicada pela diferença de renda média entre os estados, tendo papel menos importante a distribuição de renda, salvo exceções. Isto é, o exercício contra-factual revela que se a renda média da Índia fosse atribuída aos estados com renda média menor que o patamar nacional, a pobreza nestes estados cairia para taxas menores do que a taxa nacional, sendo o efeito similar da redistribuição não tão significativo. A partir destas evidências, o autor julga ser necessário adotar políticas de promoção do crescimento específicas às necessidades dos estados mais pobres.

Alinhando-se aos trabalhos de Datt e Ravallion (1992) e Dhongde (2004), a pobreza dos estados indianos também é investigada por Bhanumurthy e Mitra (2004). Estes autores partem da hipótese de que o crescimento econômico resultante das reformas industrializantes pró-mercado, adotadas no início da década de 1990, atingiu os pobres dos 15 maiores estados indianos de maneira diversa, devido a grande desigualdade sócio-econômica destas unidades geográficas. Assim, de modo a captar o efeito das reformas na incidência da pobreza, eles utilizam dois períodos de análise: (1) 1983-1993/1994-período pré-reforma e (2) 1993-1994-1991/2000-período pós, sendo feita a desagregação rural/urbana em cada estado e para toda a Índia.

Os autores aplicam a decomposição proposta por Mazumdar e Son (2001), em que a variação da pobreza é decomposta em 3 componentes: crescimento da renda, redistribuição e mudanças populacionais, que, no caso deste estudo, é restrita apenas à migração rural-urbana[28]. Os autores supõem que devido à natureza das reformas, ou seja, por terem favorecido o estrato urbano, isto poderia ter resultado em uma migração das áreas rurais para as urbanas. Como em Datt e Ravallion (1992) e Dhongde (2004), a decomposição revela que, no geral, o componente crescimento domina os demais componentes, nos dois períodos (pré e pós-reformas), ocasionando redução da proporção de pobres, sendo a magnitude desta queda maior no segundo período, como era esperado. Também nos dois

[28] A introdução deste terceiro componente é uma inovação com relação aos dois estudos anteriormente apresentados sobre a Índia, mas também uma limitação do estudo por não incorporar as migrações intra e interestaduais.

períodos o efeito do componente redistribuição foi adverso, isto é, contribuiu para o aumento da pobreza, embora em menor dimensão no segundo período e não suficiente para neutralizar o efeito benéfico do crescimento.

Nos dois períodos, o percentual de queda na pobreza variou em grande monta entre os estados e entre os estratos rural e urbano, o que é um reflexo das diferentes estruturas produtivas existentes no país. Os estados que mais se beneficiaram do crescimento foram os que também apresentaram uma queda relativa no componente de mudança populacional do rural para o urbano. Mas, para o país como um todo, a mudança populacional, que representa o efeito líquido na proporção de pobres do aumento da população urbana, foi benéfica, ao contribuir para a queda da pobreza. Isto pode ser um indício de que os migrantes estão sendo absorvidos pelo mercado de trabalho industrial.

A Rússia, durante os anos 90, passou por grandes mudanças sócio-econômicas decorrentes da transição para a economia de mercado e da crescente liberalização comercial. Os reflexos patentes foram a explosão inflacionária, do início da década de 1990, e a queda do PIB real *per capita*, a níveis inferiores aos vigentes na década anterior, o que, em última instância, resultou no acirramento da pobreza no país, passando a proporção de pobres de 10%, em fins dos anos 80, para 30%, em 1993. Como a Rússia tem dimensões continentais, o quadro espacial da pobreza é diverso e uma das conseqüências das fortes desigualdades regionais prevalecentes. Assim, o entendimento das causas das diferenças regionais neste país é crucial na busca de mecanismos de redução da pobreza e da desigualdade. Neste mote, Kolenikov e Shorrocks (2005), também por meio da Decomposição de Shapley, investigam a variação na pobreza entre 11 regiões russas, para o ano de 1995, decompondo seccionalmente a diferença entre a pobreza em cada região com relação à média nacional, sendo esta variação atribuída a três componentes: renda média nominal, desigualdade e diferenças no índice de preços.

Quando realizada a decomposição convencional da pobreza entre renda real média e desigualdade, as diferenças na pobreza regional russa são explicadas majoritariamente pelas diferenças nos níveis de desigualdade intra-regional, tendendo os dois efeitos a operarem em sentidos opostos, com as regiões com maior renda média também apresentando os maiores índices de desigualdade e vice versa. Contudo, quando se decompõe a renda real em renda nominal e um componente de preços, as diferenças da

renda nominal se mostram mais relevantes que a desigualdade e o efeito dos índices de preços na explicação das diferenças de pobreza para a maioria das regiões russas investigadas.

Assim como a Rússia, durante a transição para a economia de mercado, o Cazaquistão passou por recessão acompanhada de aumento da incidência da pobreza. Contudo, devido a importantes reformas macroeconômicas e o crescimento do setor petrolífero, que impulsionou os demais setores, este país experimentou elevadas taxas de crescimento do produto, a partir de 1996, com uma taxa média de crescimento de 6% ao ano até 2004. A pobreza, em decorrência do bom quadro macroeconômico, declinou de uma proporção de 25%, em 1996 para 15 %, em 2001, segundo estimativas do Banco Mundial. Esanov (2006) questiona, no entanto, a razão desta queda, mas para o período 2001-2004. Para tanto, o autor utiliza a decomposição de Datt e Ravallion (1992), a decomposição do Índice de Sen-Shorrocks-Thon e equações de rendimentos.

Como aponta o autor, no período 2001-2004, a pobreza se reduziu acentuadamente, mas a ritmos decrescentes e de maneira distinta entre as regiões deste país, sendo este declínio mais acentuado nas regiões oleíferas, mais ricas, do que nas agrícolas, com renda média menor e nível de pobreza maior que a média nacional. Esta queda na pobreza também foi acompanhada por uma grande redução na desigualdade. A decomposição da variação da pobreza[29], em 3 sub-períodos de um ano, mostra que o componente desigualdade foi o responsável pela queda na pobreza, sendo, em alguns sub-períodos, o efeito do componente crescimento até mesmo adverso. Este resultado peculiar não corrobora com o comumente encontrado para outros países, como estamos apresentando nesta subseção. Mas, pode ser um indício de que atingidos elevados níveis de renda, o papel da desigualdade na redução da pobreza passa a ser mais relevante, como infere Barros *et al.* (2005). Na maioria dos casos, a variação da pobreza é explicada pelo componente crescimento, com o componente redistribuição sendo adverso ou não.

Também motivados pelo grande e desbalanceado crescimento econômico chinês da década de 1990, Zhang e Wan (2005) investigam como e por que o padrão espacial da pobreza

[29] Os resíduos da decomposição foram nulos para todos os sub-períodos, o que nos faz acreditar que Esanov (2006) reportou o efeito médio dos componentes, sendo assim a decomposição equivalente a Decomposição de Shapley. Ver capítulo metodológico, capítulo3, para maiores detalhes destas técnicas de decomposição.

urbana, em 1998, difere consideravelmente entre as províncias. Os autores observam que a renda *per capita* e a incidência de pobreza variam em grande monta entre as províncias, com as unidades de maiores rendas também apresentando as maiores taxas de pobreza. A partir desta observação preliminar, é utilizada a decomposição proposta por Kolenikov e Shorrocks (2005), sendo a diferença de pobreza entre cada província (28 províncias neste estudo) e a média nacional decomposta em um componente de diferença da renda nominal, outro que capta a disparidade na distribuição de renda e um terceiro que mede o impacto dos diferentes padrões de vida das províncias, através da variação na linha de pobreza.

O exercício contra-factual aponta que para 13 das 28 províncias, a diferença de renda nominal domina os demais componentes e explica as diferenças nas taxas de pobreza. Para 6, o fator dominante é a diferença na linha de pobreza (diferença de custo de vida) e o terço restante, a diferença na distribuição de renda é a responsável pela queda na pobreza. A decomposição revela também que o componente distribuição de renda é adverso nas províncias mais pobres e contribui para manter as taxas de pobreza nas províncias ricas abaixo da média nacional. Também nas províncias mais ricas o custo de vida é mais elevado. Os autores inferem, por fim, que políticas regionais de incentivo ao crescimento econômico poderiam contribuir para a redução das disparidades regionais na China. Tais resultados corroboram com o estudo de Chen e Wang (2001), discutido acima, no qual o componente crescimento explica grande parte da variação da pobreza entre 1990 e 1999.

Uma outra extensão ao modelo básico de Decomposição de Shapley, nos componentes renda média e redistribuição, foi proposta por Son (2003) a partir da técnica axiomática de Kakwani (1997). Aquele autor decompõe a variação da pobreza temporalmente em 4 componentes: (1) crescimento da renda intra-regional; (2) crescimento da renda média comum a todas as regiões; (3) mudanças populacionais entre duas regiões com níveis de pobreza distintos; (4) mudança da desigualdade dentro de cada região, mantendo-se a renda média constante. Esta interessante extensão ainda parece não ter sido aplicada por Son (2003) ou por outro pesquisador na tentativa de entender nenhuma experiência de queda ou aumento da pobreza, tal como nos trabalhos anteriores.

Os vários exercícios de decomposição da variação da pobreza aqui revistos mostram que, em geral, os episódios de crescimento/recessão, a queda/aumento na pobreza são explicados majoritariamente pelo componente crescimento (renda média). Contudo,

quando se utilizam medidas de pobreza mais sensíveis à distribuição de renda entre os pobres (como o hiato e a severidade da pobreza), o peso do componente crescimento se reduz em detrimento ao componente redistribuição. Este componente, na maioria dos casos, teve efeito adverso sobre a pobreza, se contrapondo ao efeito necessariamente mitigador do crescimento. Tal constatação leva os autores a aventar que o crescimento beneficiou mais os ricos do que os pobres e que políticas voltadas à redução da desigualdade poderiam reverter este quadro, pois quando o crescimento é acompanhado por redistribuição de renda, os dois componentes se reforçam e a magnitude da redução da pobreza é maior.

Mas, como a relação pobreza-crescimento é contexto dependente, sendo a desigualdade de renda uma importante característica contextual, esta pode influir no comportamento da pobreza também de maneira indireta, sobre a capacidade do crescimento em afetar a pobreza. Dessa maneira, os exercícios estáticos de decomposição não nos permitem verificar se há este duplo efeito da desigualdade, a despeito do importante valor informativo acerca do comportamento dos macro-determinantes da pobreza, seja temporal ou espacialmente.

Neste mote, na próxima seção investigaremos a relação crescimento-pobreza, a partir da abordagem do crescimento pró-pobre. Tal abordagem nos permite dar um passo adiante no entendimento da relação triangular crescimento-pobreza-desigualdade ao possibilitar investigar se a desigualdade influência o componente crescimento.

### 1.3-Crescimento Pró-Pobre: uma velha questão a partir de uma nova abordagem

A utilização do termo crescimento pró-pobre é novo, mas questões mais genéricas acerca dos efeitos do crescimento econômico na redução da pobreza ou de como minorar a pobreza nos países subdesenvolvidos datam dos anos de 1950 e 1960 e perpassam questões como o debate entre "crescimento empobrecedor" (*immiserizing growth*) versus desenvolvimento *trickle-down*.

Grosso modo, a teoria do desenvolvimento *trickle-down* postula que o crescimento econômico beneficiaria em um primeiro momento os ricos que, a partir do aumento do

gasto com consumo, transferiria parte dos ganhos aos pobres. Assim, os pobres seriam favorecidos apenas indiretamente pelo aumento da renda, o que implica um ganho proporcional menor neste grupo, já mais desfavorecido. Mesmo sendo um processo de transferência vertical de recursos, a incidência da pobreza poderia se reduzir (Kakwani e Pernia, 2000) [30].

Contudo, é possível que este crescimento econômico não seja transferido às pessoas menos favorecidas, ou até mesmo que este aumento de renda média seja empobrecedor (*immiserizing growth*). Isto pode acontecer quando este crescimento for acompanhado de um grande aumento da desigualdade de renda que se contrapõe ao efeito positivo do episódio de crescimento. Nesse caso, a renda dos pobres se estagna ou declina (Kakwani e Pernia, 2000).

Mas, independente da abordagem, se a velha questão dos anos de 1950 ou não, parece ser consenso, na literatura recente, que o crescimento econômico eleva a renda dos pobres e reduz a pobreza (Chen e Wang, 2001; Fields, 2001; Amann *et al.*, 2006; Kakwani e Son, 2006). Contudo, o efeito do crescimento econômico sobre a pobreza é contexto-dependente, ou seja, sujeito às especificidades locais e às políticas adotadas nos diferentes países, em especial as que têm impacto sobre a distribuição de renda[31]. E sendo assim, "*(...) the observed correlation between growth and poverty reduction tell us little of interest as far as policy choices and priorities are concerned"* (Rodrik, 2000, pp. 09). Portanto, a relação entre redução da pobreza e crescimento econômico é bastante complexa e está longe de ser trivial. Esta relação deve ser vista como uma relação empírica, específica a cada país ou região, não podendo ser definida *a priori* por argumentos exclusivamente teóricos.

Então, em que medida os pobres se beneficiam do crescimento econômico? Por que alguns se beneficiam mais que os outros? O que seria uma política de crescimento pró-pobre? Estas são algumas das questões cerne dos estudos sobre a relação crescimento-pobreza, transvertidos ou não para questionamentos sobre o crescimento pró-pobre.

---

[30] A tese do desenvolvimento *trickle-down* é resgatada por trabalho recente de Aghion e Bolton (1997), que desenvolvem um modelo formalizado de crescimento e desigualdade de renda na presença de um mercado de capitais imperfeito, de modo a analisar o efeito *trickle-down* da acumulação de capital.

[31] Tochetto *et al.* (2004) sistematizam em sete grupos de fatores que influenciam a conversão do crescimento econômico na redução da pobreza, como os padrões espacial e setorial do crescimento, impacto ambiental, entre outros.

São várias as visões existentes sobre o que seria considerado crescimento pró-pobre, algumas até mesmo complementares[32]. Uma abordagem mais simplista e, por isso, mais abrangente, considera como crescimento pró-pobre o crescimento que é capaz de reduzir a pobreza[33], independente do nível de desigualdade, relativa ou absoluta. Assim, somente se a renda dos considerados pobres estagnar ou se reduzir que um episódio de crescimento não será considerado pró-pobre (Ravallion e Chen, 2003). Nesta primeira definição, dificilmente não seria verificado empiricamente este tipo de crescimento e, como questiona Barreto (2005), em uma economia com crescimento da renda média total de 30% e de 1% para a renda média dos pobres, em um determinado período, o crescimento seria denominado pró-pobre, apesar da evidente desproporção destas taxas.

A partir da definição de uma curva de incidência de crescimento, que mostra como as taxas de crescimento variam de acordo com os *percentis* de renda, Ravallion e Chen (2003) propõem uma técnica e calculam a taxa de crescimento pró-pobre para a economia chinesa nos anos 90. A taxa de crescimento pró-pobre seria a taxa de crescimento média da renda dos pobres, não correspondendo à taxa de crescimento da renda média dos pobres, medida também utilizada na mensuração do crescimento pró-pobre. Os autores, então, observam que o crescimento da China foi mais pró-pobre no sub-período 1993-1996, com uma taxa de 10% por ano, enquanto a taxa de crescimento da renda média foi de 8,2%. Para todo o período 1990-1999, no entanto, o crescimento pró-pobre foi de 3,9%, inferior aos 6,2% correspondentes à taxa de crescimento da renda média.

Kraay (2004) também adota esta definição mais ampla de crescimento pró-pobre. O autor utiliza uma técnica de decomposição da pobreza absoluta de modo a identificar 3 potenciais fontes de crescimento pró-pobre: (1) taxa de crescimento da renda média, (2) sensibilidade da pobreza ao crescimento da renda média e (3) variação na renda relativa[34].

---

[32] Limitaremos-nos a discussão dos dois conceitos mais difundidos e aplicados na literatura internacional e nacional.

[33] Os diversos trabalhos sobre crescimento pró-pobre, nesta ou nas demais conceituações do termo, utilizam abordagens diferentes na tentativa de mensurar a pobreza, claramente uma síndrome multidimensional. Alguns estudos tratam da pobreza relativa, como função dos *percentis* da distribuição de renda e outros da pobreza absoluta, tendo como crivo uma linha de pobreza oficial ou calculada a partir de cestas de consumo mínimas (ver capítulo metodológico). Portanto, deve-se ter em mente esta importante diferença metodológica ao se comparar tais trabalhos.

[34] A decomposição proposta por Kraay (2004) é derivada da decomposição de Datt e Ravallion (1992), discutida em seção anterior e no capítulo 3. Diferencia-se da decomposição base por decompor a pobreza em 3 componentes e por mensurar estes componentes em termos proporcionais e não absolutos como na

A importância relativa destas 3 fontes é então sumariada através da decomposição da variância. Para tanto, utilizam-se dados em *cross-section* para 80 países em desenvolvimento fornecidos pelo Banco Mundial e linha de pobreza de US$ 1/dia. As informações de renda ou consumo, dependendo do país, foram utilizadas em dólares de 1993.

Verifica-se que, no curto-prazo, aproximadamente metade da variância na redução da pobreza absoluta, mensurada por $P_0, P_1$ e $P_2$ e pelo Índice de Watts, é devida ao crescimento da renda média. Do médio para o longo-prazo, este percentual sobe para, respectivamente, 66% e 90%. Quase todo o restante é devido a mudanças na renda relativa, com a sensibilidade da pobreza ao crescimento da renda média tendo impacto insignificante na variância. Embora responda por grande parte da redução na pobreza, a importância do crescimento econômico declina de $P_0$ para $P_2$, ou seja, quanto mais sensível é o índice de pobreza à distribuição de renda entre os pobres, mais peso deveria ser dado à distribuição de renda no processo de crescimento.

Como o crescimento da renda média parece ser a principal fonte de crescimento pró-pobre, investiga-se, por meio de um painel, quais são seus determinantes. Kraay (2004) encontra que a renda média é correlacionada com vários dos usuais determinantes do crescimento do produto, tais como a qualidade institucional e grau de abertura ao exterior. Estes resultados corroboram em parte a tese de que para se reduzir a pobreza deve-se focar nas políticas macroeconômicas convencionais, promotoras do crescimento do produto, tal como também defende Dollar e Kraay (2002).

Embora perceba que a importância do crescimento declina com a utilização de medidas de pobreza mais sensíveis à distribuição de renda entre os pobres, Kraay (2004) e outros trabalhos de crescimento pró-pobre, nesta primeira definição, não incorporam na estratégia empírica de mensurar quão pró-pobre é o crescimento um possível efeito da desigualdade na capacidade do crescimento em reduzir a pobreza.

---

decomposição original. Contudo, apresenta a mesma deficiência, ou seja, não é uma decomposição exata (ver capítulo 3).

Vários trabalhos da literatura internacional (como Bourguignon, 2002; Ravallion, 1997) e nacional (como Resende, 2006; Salvato *et al*., 2007) exploram exatamente este efeito, sendo testada a hipótese de que quanto mais desigual um país ou região menor a efetividade do crescimento em reduzir a pobreza. Esta questão ficou conhecida na literatura como Hipótese de Bourguignon e é suportada teoricamente por duas linhas de argumentos.

A primeira, denominada por Ravallion (1997) de "Argumento do Crescimento Induzido" são os tradicionais "Argumentos de Economia Política", como discutido em seção anterior. Grosso modo, uma elevada desigualdade inicial levaria a uma subseqüente baixa taxa de crescimento média e assim a uma pequena redução na pobreza absoluta, devido a falhas do mercado de crédito e/ou intervenções discricionárias do governo. Contudo, não há consenso empírico, tampouco teórico, acerca do *link* desigualdade-crescimento, como apontado anteriormente.

Na outra justificativa para a Hipótese de Bourguignon, denominada de "Argumento da Elasticidade-Crescimento", alega-se que, mesmo tendo a desigualdade inicial impacto irrelevante sobre o crescimento, se esta é alta o impacto do crescimento econômico sobre a pobreza absoluta será menor em comparação com um cenário onde a desigualdade inicial é baixa e, por isso, os pobres estão mais próximos da linha de pobreza. Assim, considerando o mesmo aumento da renda média, nas duas situações, o efeito minorador do crescimento será maior quanto menor a desigualdade de renda, pois quanto mais alta a parcela de renda inicial do pobre, mais alta (em média) será a sua parcela no aumento da renda total (Ravallion, 1997; Bigstein e Levin, 2001).

Partindo desta segunda vertente, Ravallion (1997) propõe, para o teste da Hipótese, a estimação da elasticidade crescimento-pobreza corrigida pelo padrão de distribuição da renda. Isto é, a taxa anual de redução da proporção da população vivendo com menos de US$1,5 dólar/dia ($r$), em preços de 1993, seria diretamente proporcional à taxa de crescimento da renda média ($g$) corrigida pelo Índice de Gini ($I$): $r = \beta(1-I)g$. Esta especificação é testada contra uma mais abrangente que incorpora, além da renda média corrigida ($r$), uma constante, $g$, estes termos em interação, ao quadrado e ao cubo .São utilizados dados de consumo ou renda *per capita* de 23 países em desenvolvimento de

Ravallion e Chen (1997). Estatisticamente o modelo mais restrito é o escolhido, inferindo-se que a média corrigida pela desigualdade tem maior impacto redutor na pobreza do que o crescimento da renda média. A elasticidade crescimento-pobreza corrigida declina com o aumento da desigualdade, sendo 3,33 para um Gini de 0,25 e 1,82 para um Gini mais alto de 0,59.

Da identidade contábil que relaciona a pobreza a seus macrodeterminantes imediados, crescimento e desigualdade, Bourguignon (2002) também testa a Hipótese acima colocada. A partir da aproximação da distribuição de renda pela distribuição Log-Normal, o autor deriva analiticamente e estima a elasticidade crescimento-pobreza para 114 episódios de crescimento de 50 países, nos anos 80, mostrando que a elasticidade crescimento-pobreza é função crescente do nível de desenvolvimento e decrescente do grau de desigualdade relativa[35]. Desta maneira, não se impõe uma estrutura linear à estimação da elasticidade tal como em Ravallion (1997). As elasticidades estimadas variam de 5 para Indonésia e valores inferiores a 2 para o caso de países africanos como Zâmbia e Senegal, que apresentam baixa renda *per capita* e elevada desigualdade. Para o Brasil, a elasticidade é de 2, a despeito de ser consideravelmente rico, em comparação com o resto de países que compõem a amostra.

Dos trabalhos de Ravallion (1997) e Bourguignon (2002) pode-se inferir que o crescimento tem pouco efeito sobre a pobreza em países/regiões marcadamente desiguais, sendo necessário que o processo de aumento da renda média venha acompanhado por queda da desigualdade. Isto é, as evidências apresentadas parecem validar a Hipótese de Bourguignon e, sendo assim, a elasticidade crescimento-pobreza não pode ser considerada constante e independente do nível de desigualdade. Então, além do impacto direto da piora na desigualdade (ou redistribuição) sobre a pobreza, captado pelo componente desigualdade (redistribuição) na literatura de decomposição acima apresentada, o nível e a variação da desigualdade influencia o comportamento do crescimento na minoração da pobreza. Este efeito indireto é refletido na não constância da elasticidade crescimento-pobreza e na pouca ou maior efetividade de uma política de aumento da renda média.

[35] A fórmula da elasticidade crescimento-pobreza proposta por Bourguignon (2002) é derivada da decomposição da variação da proporção de pobres em um componente crescimento e outro redistribuição, como discutido em seção anterior. Para uma exposição analítica dos métodos de decomposição ver capítulo metodológico e do desdobramento proposto a partir da suposição Log-Normal, ver Bourguignon (2002).

Levando-se em conta a evidente influência da desigualdade de renda, uma segunda definição do termo seria que o crescimento é pró-pobre se a renda dos pobres crescer proporcionalmente mais que a renda dos não-pobres, o que implica concomitante redução da desigualdade de renda relativa[36]. De maneira similar, uma recessão seria pró-pobre se os pobres perderem menos proporcionalmente aos não pobres. Isto é, se a redução da renda for acompanhada por uma melhora distributiva em favor dos menos favorecidos (Ravallion, 2004). Assim, este segundo conceito caracterizaria apenas parte dos episódios de crescimento denominados pró-pobres a partir da primeira e mais ampla definição e o *gap* relativo de renda entre os ricos e pobres se fecha quando se verifica crescimento pró-pobre. Contudo, como critica Kraay (2004), com esta definição mais restrita, o rápido crescimento chinês das décadas de 1980 e 1990 não seria considerado pró-pobre, embora tenha sido acompanhado de dramática redução na incidência de pobreza, pois os pobres ganharam relativamente menos em comparação com os não-pobres.

Nesta segunda perspectiva, Kakwani e Pernia (2000, pp. 1-3) definem crescimento pró-pobre:

> (…) as one that enables the poor to actively participate in and significantly benefit from economic activity (…) when it is labor absorbing and accompanied by policies and programs that mitigate inequalities and facilitate income and employment generation for the poor, particularly women and other traditionally excluded groups.

Isto é, é pró-pobre o crescimento inclusivo que contribui para a minoração das privações básicas em que padecem os pobres. Dessa concepção derivam proposições de políticas direcionadas aos pobres[37] que perpassam medidas como de redução da discriminação no mercado de trabalho formal, investimento em educação básica, saúde, planejamento

[36] Em uma terceira definição menos usual do termo, uma queda na desigualdade absoluta seria o requisito para se considerar pró-pobre o crescimento, no qual a participação da renda dos pobres cresce pelo menos tão quanto a sua participação da população, resultando no aumento da renda *per capita* dos mais pobres (White e Anderson, 2001). Agora, o *gap* absoluto se reduz com o crescimento pró-pobre.

[37] Além das políticas que focam a população pobre, é necessário, como alerta Kakwani e Pernia (2000, pp. 04), reduzir o viés negativo das políticas tradicionais, assim como a estrutura institucional e cultural sobre a pobreza. Isto é, *"discrimination on grounds of gender, ethnicity, and religion hurts the poor more than the rich; the same can be said of artificial barriers to entry into certain trades and professions, or into the formal labor market in general. Macro policies that tend to constrain pro-poor growth include such policies as overvalued exchange rates, big city-oriented industrial location policies, and public infrastructure spending biases toward urban areas and against rural areas. Similarly, there are micro policies that work against the poor's welfare. Examples are: monopoly powers enjoyed by some firms that result in high prices; subsidized public utilities (e.g., low water fees);state universities(low student fees) that benefit primarily the nonpoor; and housing policy (rent control) that limits house supply."*

familiar, acesso ao micro crédito, entre outras tão proclamadas e velhas conhecidas proposições de políticas.

Assim, entendendo que a redução da pobreza depende do crescimento da renda média e de mudanças na distribuição de renda, Kakwani e Pernia (2000) operacionalizam este segundo conceito de crescimento pró-pobre por meio da decomposição proporcional da variação total na pobreza no componente crescimento, mantendo-se a distribuição de renda constante, e no componente redistribuição, mantendo-se a renda média inalterada. A partir da linearização dos índices de pobreza e do subseqüente cálculo destes componentes, os autores propõem um índice de crescimento pró-pobre que é a razão entre a elasticidade renda-pobreza e a elasticidade do componente crescimento à variação na renda.

Se este índice for maior que 1, tem-se crescimento pró-pobre, ou seja, o pobre se beneficia proporcionalmente mais que os não-pobres do crescimento. Mas se este índice for positivo, mas inferior a 1, o crescimento não é estritamente pró-pobre, ou seja, embora reduza a incidência da pobreza, este aumento da renda foi acompanhado por uma piora na distribuição da renda. Por fim, quando o índice é negativo, o crescimento econômico é "empobrecedor", levando a um aumento da pobreza.

Os autores aplicam esta metodologia proposta na qualificação do crescimento verificado no Lao PDR, Tailândia e Coréia. O primeiro país experimentou uma taxa de crescimento anual do produto de $4{,}6\%$, entre 1992-1993 e 1997-1998. Contudo este crescimento foi fracamente pró-pobre $(0{,}21)$, com o crescimento da desigualdade relativa reduzindo o impacto do crescimento na redução da proporção de pobreza. É interessante notar que o índice é bem menor para $P_1$ e $P_2$, respectivamente $0{,}09$ e $0{,}07$ sugerindo que o benefício do crescimento é menor para os pobres que estão mais distantes da linha de pobreza. Este mesmo comportamento do índice também é verificado para os outros dois países.

Para a Tailândia, o grande crescimento econômico verificado nas duas décadas anteriores à Crise Asiática teve como conseqüência um rápido declínio na incidência da pobreza. Contudo, este crescimento poderia ter beneficiado mais os pobres, caso a desigualdade de renda não tivesse piorado. Para os sub-períodos 1988-1990 e 1990-1992 o índice também foi fracamente crescimento pró-pobre (0,31 e 0,29, respectivamente). Já nos dois biênios

subseqüentes, que antecedem à Crise, este índice foi substantivamente superior, 0,58 e 0,64. Com a crise, os pobres foram proporcionalmente mais afetados pelo crescimento negativo do período 1996-1998.

A Coréia, ao contrário de Lao e Tailândia, experimentou um processo de crescimento econômico com baixa desigualdade de renda, resultando em um índice de crescimento altamente pró-pobre, em todos os anos analisados (de 1990 a 1998), sendo também os pobres afetados adversamente mais do que os não pobres pela Crise Asiática. Kakwani e Pernia (2000) concluem, pois, que, nos três países, o crescimento econômico poderia ter proporcionado maior redução de pobreza se acompanhado de políticas pró-pobres, como apontadas acima.

Em suma, as definições do que seria crescimento pró-pobre são frutos de juízos distintos de valor a respeito das políticas julgadas como ideais para a minoração da pobreza, assim como da maneira pela qual percebemos a desigualdade de renda, se esta entra ou não na função de utilidade individual (Milanovic, 2003). Segundo Barreto (2005, pp. 4-5), "torna-se evidente que não se tem uma definição considerada "ideal" para um evento ser considerado de crescimento "pró-pobres" e muitas interpretações surgem naturalmente na discussão".

Assim, uma estratégia de crescimento pró-pobre não necessariamente se limita à promoção do crescimento econômico, podendo ser combinada com políticas ativas de redistribuição. Entretanto, podemos incorrer no *tradeoff* "equidade-eficiência": se uma rápida redução da pobreza pode ser alcançada através de políticas redistributivas então, estas devem ser prioridade. Por outro lado, se elevados níveis de desigualdade levam a elevadas taxas de crescimento, o que, por sua vez, reduz a pobreza rapidamente, então seria viável tolerar elevados níveis de desigualdade. Deste modo, investigar a relação entre crescimento e desigualdade é importante na estratégia de crescimento pró-pobre, bem como ter em conta como os macro-determinantes da pobreza determinaram a variação na pobreza historicamente.

# CAPÍTULO 2: A tríade pobreza-desigualdade-crescimento no Brasil e em Minas Gerais

O Brasil está entre os países mais ricos do mundo, sendo que, em 2000, 75% da população mundial vivia em países com renda *per capita* inferior à brasileira. Todavia, o grau de pobreza no país é significativamente superior ao observado nos demais com renda *per capita* similar à brasileira, que para o ano de 2000 foi de R$ 6.473,00 (Simão, 2004). Não podendo ser considerado um país pobre, mas sim um país de muitos pobres, como afirma Barros *et al.*(2000a), é na enorme e perversa desigualdade de renda pessoal nacional (ainda uma das maiores em 2005, senão a maior do mundo no ano de 2000, dependendo da medida de desigualdade analisada) que reside a razão dos elevados índices de pobreza que afligem a sociedade, pois a renda média brasileira é significativamente superior à linha de pobreza (três a quatro vezes superior), o que permite associar a pobreza à concentração de renda (Barros *et al.,* 2000 a,b; Ferreira *et al.*, 2006; Rocha, 1998a).

Também em Minas Gerais, estado brasileiro com a maior desigualdade de renda dentre os estados da região sul e sudeste, a pobreza estadual pode ser associada à má distribuição da renda pessoal, reflexo da grande disparidade regional coexistente no estado. Historicamente, o Norte de Minas, o Vale do Mucuri e do Jequitinhonha concentram os bolsões de pobreza mineira, embora o maior número absoluto de pobres se localize na Região Metropolitana de Belo Horizonte (Prates, 1996; Simão, 2004; Santos, 2002).

Mas como a pobreza intra-estadual se comportou em face do crescimento econômico mineiro (acima da média nacional, desde os anos 1970) e da (des)concentração da renda? Mesmo a pobreza estadual podendo ser associada à desigualdade, será que nas regiões pobres e ricas, a média estadual reflete a realidade intra-regional? O crescimento tem sido pró-pobre nas mesorregiões mineiras? A diferença de pobreza entre duas mesorregiões pode ser atribuída à diferença de renda média ou dos diferentes padrões de distribuição de renda intra-mesorregional? Estas são as questões as quais se pretende responder na presente dissertação.

Para tanto, no capítulo 1, discutiu-se a literatura internacional acerca da relação pobreza-desigualdade-crescimento, dando-se ênfase à questão de como a desigualdade e o crescimento da renda afetam a pobreza por meio da abordagem do crescimento pró-pobre e

das técnicas de decomposição da variação da pobreza. Neste capítulo, a mesma ênfase é dada ao se revisar a literatura nacional, sendo a literatura brasileira de decomposição e crescimento pró-pobre ainda embrionária. Deste modo, na seção 2.1, é dada uma visão detalhada acerca do comportamento da desigualdade, da pobreza, especificamente do ponto de vista da insuficiência de renda, e do crescimento da renda, no Brasil, a partir dos anos 1960. Na seção seguinte, 2.2, a economia mineira é investigada, lançando apontamentos e evidências preliminares acerca da configuração espacial da renda, da desigualdade e da pobreza no estado. Deste modo, estabelecem-se parâmetros para a análise, na seção seguinte, 2.3, das inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento no Brasil, bem como para a análise específica de Minas Gerais e suas mesorregiões, ainda nesta última seção e no capítulo de resultados, capítulo 4.

## 2.1-Evolução da pobreza, desigualdade e crescimento no Brasil a partir dos anos 1960

A divulgação do Censo de 1970 revela que, nos anos 60, o Brasil passou por um acelerado crescimento econômico, acompanhado por significativa redução na pobreza absoluta. Redução esta decorrente da expansão da renda média real em 37% entre 1960 e 1970, o que amenizou o efeito do aumento da concentração da renda, com apenas o *decil* mais elevado da distribuição aumentando sua participação relativa (Rocha, 2006)[38] [39]. Em um contexto de fortes mudanças estruturais, com grandes investimentos em infra-estrutura e capital físico, e de grande mobilidade social, o grave aumento da desigualdade de renda se deu sem maiores tensões sociais (Rocha, 1993).

O mesmo processo se verifica de maneira mais acentuada ao longo dos anos de 1970. Durante o "Milagre Econômico", o país cresceu a um taxa média anual de 8,6%, gerando um aumento da renda real média de 80%, na década, ou de 6,1%, ao ano, e forte queda na incidência da pobreza, que passa de 68%, em 1970, para 35%, em 1980 (Rocha, 1993;

[38] Para uma análise detalhada da evolução de longo-prazo da pobreza para o período 1970-1999, ver Rocha (2006).

[39] Os dados apresentados nesta seção, quando não mencionada outra fonte, foram retirados de Rocha (2006) e para 1970 e 1980 são baseados em informações de rendimentos dos respectivos Censos Demográficos e das PNAD`s, a partir de 1981. Cabe aqui lembrar que essas duas fontes de dados não são diretamente comparáveis, existindo uma tendência de subestimação dos rendimentos nos Censos quando comparados com as PNADS. No cálculo da pobreza, a autora utiliza linhas de pobreza estimadas a partir de dados do Estudo Nacional de Despesa Familiar (ENDEF). Já para a década de 90, utilizam-se linhas baseadas na Pesquisa de Orçamento Familiar (POF), o que aumenta a magnitude dos índices de pobreza quando comparados aos mesmos índices baseados na ENDEF, embora o comportamento tendencial não se altere.

2006). No entanto, a rápida expansão do produto interno bruto, com concomitante modernização produtiva, aumentou a demanda por mão-de-obra qualificada, elevando o diferencial de salários em relação à grande massa de trabalhadores não-qualificados e a desigualdade de renda entre os indivíduos, que passa de 0,56 para 0,59, segundo estimativa de Bonelli e Ramos (1993)[40].

No que concerne à desigualdade regional, percebe-se, vide TAB. 2.1, um aumento da discrepância na repartição da pobreza entre estados. A redução da pobreza se deu de maneira mais acentuada no Sudeste (exceto São Paulo), no Sul, em São Paulo e no estrato rural, sugerindo Rocha (2006) que o processo de desconcentração industrial da década de 1970 não teria sido capaz de reduzir a participação de pobres nas regiões menos desenvolvidas. Já a redução da pobreza rural seria fruto da modernização agrícola do Centro-Sul e dos movimentos migratórios campo-cidade, com o aumento crescente das taxas de urbanização. Para Langoni (2005) o aumento da desigualdade de renda pessoal e regional estaria ligada a mudanças qualitativas (educação, idade e sexo) e alocativas (setorial e regional) da força de trabalho. Deste modo, este aumento da concentração seria tolerável, por ser transitório e inevitável.

**TABELA 2.1-Número, participação e proporção de pobres, segundo regiões e estratos, 1970 e 1980**

| Brasil, regiões e estratos | 1970 | | | 1980 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Nº(mil) | % | $P_0$ | Nº(mil) | % | $P_0$ |
| Norte/Centro-Oeste | 6.028 | 9,86 | 72,49 | 5.091 | 12,33 | 38,60 |
| Nordeste | 23.562 | 38,54 | 86,70 | 20.305 | 49,17 | 59,40 |
| Sudeste, exceto São Paulo | 13.424 | 21,96 | 63,50 | 7.315 | 17,71 | 27,90 |
| São Paulo | 8.742 | 14,30 | 51,80 | 4.302 | 10,42 | 17,50 |
| Sul | 9.382 | 15,35 | 58,90 | 4.284 | 10,37 | 22,90 |
| Metropolitano | 11.478 | 18,77 | 53,20 | 9.069 | 21,96 | 27,20 |
| Urbano | 18.179 | 29,73 | 65,30 | 14.830 | 35,91 | 32,70 |
| Rural | 31.481 | 51,49 | 78,60 | 17.397 | 42,13 | 45,60 |
| **Brasil** | **61.138** | **100,00** | **68,40** | **41.297** | **100,00** | **35,30** |

Fonte: Elaboração própria a partir de Rocha (2006, pp.90-91 e 94).

Contudo, o cenário macroeconômico adverso, dos anos 1980, não endossou tal perspectiva acerca da desigualdade, já que a concentração de renda continuou a agravar-se em uma conjuntura de estagnação da renda *per capita*, baixas taxas de crescimento econômico, espiral inflacionária e ausência de melhoras significativas na redução da incidência da pobreza, que passa de 34,58%, em 1981, para 30,25%, em 1990, sendo esta redução

[40] BONELLI, R.; RAMOS, L. Distribuição de renda no Brasil: avaliação das tendências de longo prazo e mudanças na desigualdade desde os meados dos anos 70. **Texto para discussão** 288. Rio de Janeiro: IPEA, 1993. *Apud:* Rocha (2006).

explicada pela minoração da pobreza nordestina, com o fim da seca, do início dos anos 1980. Devido aos ciclos econômicos de curto prazo, o indicador de pobreza sofreu fortes variações, atingindo o pico da década, 41,2%, no ano recessivo de 1983, e o menor valor, 23,7%, devido à breve estabilização monetária, abono salarial e reajuste no mínimo, acima das perdas inflacionárias, suscitados pelo Plano Cruzado. Todavia, este nível mais baixo de incidência de pobreza foi em parte anulado pela volta do processo inflacionário, no ano seguinte (Rocha, 2006; Prates, 1996; Lopes, 2003).

Ao analisar a desigualdade de renda, percebe-se que a concentração aumenta em 9% de 1981 a 1989, passando o índice de Gini da renda domiciliar *per capita* de 0,574 a 0,625, no final deste período. O pico de 1989 leva o país à incômoda colocação de segunda maior desigualdade de renda do mundo, atrás apenas de Serra Leoa. As evidências sugerem que o aumento da desigualdade, nos anos 1980, seja decorrente das altas taxas de inflação, além da desigualdade salarial devida aos retornos marginais crescentes da expansão gradual do ensino (Ferreira *et al.*, 2006).

A sensação de empobrecimento experimentada na "década perdida" é imputada ao embrandecimento do processo de aumento da renda real média, dos salários, em específico, da expansão do setor formal e da forte mobilidade social verificada nos anos 1960 e 1970, simultâneos ao contínuo aumento do grau de urbanização e metropolização (Rocha, 1993; 2006). O processo de metropolização da pobreza acirra-se, devido à maior sensibilidade das regiões metropolitanas à crise econômica *vis a vis* às áreas rural e urbana, decorrente da maior vulnerabilidade desta população pobre aos problemas de infra-estrutura, em especial saneamento e transportes. Ademais, em comparação com o campo, as redes de solidariedade são mais fracas e a produção para auto-consumo quase inexistente (CEPAL/IPEA/PNUD, 2003; Prates, 1996). Como mostra a TAB. 2.2, em 1990, 29,13% dos pobres brasileiros viviam em zonas rurais, contra 35,63% , em 1981, enquanto a participação do estrato metropolitano passa de 26,38% para 29,21%. A pobreza se torna crescentemente urbana, pois em 1993, mais de 2/3 dos pobres viviam em áreas urbanas ou metrópoles (Rocha, 2006).

**TABELA 2.2-Número, participação e proporção de pobres, segundo regiões e estratos, 1981 e 1990**

| Brasil, regiões e estratos | 1981 | | | 1990 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Nº(mil) | % | $P_0$ | Nº(mil) | % | $P_0$ |
| Norte | 1.541 | 3,75 | 47,88 | 2.220 | 5,29 | 43,24 |
| Nordeste | 20.119 | 49,01 | 56,52 | 18.903 | 45,04 | 45,83 |
| Minas Gerais/Espírito Santo | 4.575 | 11,14 | 29,21 | 5.075 | 12,09 | 28,46 |
| Rio de Janeiro | 2.938 | 7,16 | 25,55 | 3.803 | 9,06 | 30,49 |
| São Paulo | 5.019 | 12,22 | 19,55 | 5.129 | 12,22 | 16,84 |
| Sul | 4.108 | 10,01 | 21,36 | 4.357 | 10,38 | 20,13 |
| Centro-Oeste | 2.754 | 6,71 | 35,09 | 2.483 | 5,92 | 24,94 |
| Metropolitano | 10.829 | 26,38 | 29,47 | 12.261 | 29,21 | 28,86 |
| Urbano | 15.596 | 37,99 | 31,91 | 17.483 | 41,65 | 26,85 |
| Rural | 14.629 | 35,63 | 44,17 | 12.227 | 29,13 | 39,26 |
| **Brasil** | **41.053** | **100,00** | **34,58** | **41.970** | **100,00** | **30,25** |

Fonte: Elaboração própria a partir de Rocha (2006, pp.98 e 99).

Os resultados globais levam, contudo, a padrões locais diferenciados. Devido ao relativo maior subdesenvolvimento, a região Nordeste ficou um pouco mais imune à crise, apresentando o melhor desempenho regional na redução da pobreza no período. Embora ainda detendo a maior proporção de pobres do país. A despeito da melhora no Nordeste, a pobreza no Rio de Janeiro e no Centro Oeste se deteriorou no curso da década, sendo associada ao esvaziamento econômico, no caso carioca, e à expansão da fronteira agrícola e a conseqüente forte imigração, no caso da região Centro-Oeste (CEPAL/IPEA/PNUD, 2003).

Até 1993, a estagnação da renda *per capita*, a má distribuição de renda e a incidência da pobreza mantiveram as tendências do final dos anos 1980. Mesmo com os vários planos de estabilização fracassados que geraram instabilidade macroeconômica e, aliados à inflação, desestimularam os investimentos e desorganizaram a produção. Como conseqüência deste quadro, o PIB *per capita* brasileiro declinou em 5 %, no período 1989-1993. Já o fato da proporção de pobres ter se mantido estável no patamar de 30%, com linhas baseadas no Estudo Nacional de Despesa Familiar (ENDEF) e em torno de 44%, quando utilizada a Pesquisa de Orçamento Familiar (POF), reflete o comportamento das famílias frente ao quadro recessivo, no que concerne à redução da natalidade e maior participação das mulheres no mercado de trabalho, aliado a políticas públicas[41].

[41] Desde a Constituição de 1988, verifica-se um considerável progresso na política social brasileira. Os programas de combate à fome e de assistência social foram reestruturados, com o Estado passando a atuar efetivamente na construção de uma rede de proteção social do Brasil. Faz parte dessa rede programas o Bolsa-Escola, de Erradicação do Trabalho Infantil, Bolsa-Alimentação, Benefício de Prestação Continuada (BPC), entre outros em parceria com a sociedade civil como o Comunidade Solidária. Além da Previdência Rural, de grande impacto sobre a renda familiar *per capita* nas famílias dos estratos rurais pobres, sobretudo no Norte e Nordeste, além de conter o êxodo rural (CEPAL/IPEA/PNUD, 2004).

Esta estabilidade, no entanto, encobre tendências diversas quanto aos estratos de residência, vide TAB. 2.3[42]. As regiões metropolitanas foram as mais afetadas, assim como São Paulo - matriz primaz. O Nordeste rural, por ser influenciado menos diretamente pela economia nacional, não experimentou mudanças significativas na incidência da pobreza. Já as áreas rurais de Minas Gerais/Espírito Santo, Centro-Oeste e Sul contribuíram em grande monta para que o nível de pobreza nacional não aumentasse como decorrência do continuo processo de metropolização da pobreza (Rocha, 2006).

**TABELA 2.3-Número, participação e proporção de pobres, segundo estratos e subáreas selecionadas, 1990 e 1993**

| Brasil, regiões e estratos | 1990 | | | 1993 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Nº(mil) | % | $P_0$ | Nº(mil) | % | $P_0$ |
| **Rural** | **17.686** | **28,85** | **56,80** | **14.804** | **23,65** | **51,60** |
| Nordeste | 11.271 | 63,73 | 69,40 | 10.148 | 68,55 | 67,90 |
| Minas Gerais/Espírito Santo | 2.207 | 12,48 | 48,90 | 1.750 | 11,82 | 41,60 |
| Sul | 2.210 | 12,50 | 39,60 | 1.299 | 8,77 | 25,40 |
| Centro-Oeste | 1.171 | 6,62 | 58,70 | 714 | 4,82 | 41,40 |
| **Metropoliitano** | **17.579** | **28,67** | **41,40** | **19.764** | **31,58** | **45,10** |
| São Paulo | 4.965 | 28,24 | 33,60 | 6.474 | 32,76 | 41,90 |
| **Urbano** | **26.049** | **42,48** | **40,00** | **28.024** | **44,77** | **40,30** |
| Minas Gerais/Espírito Santo | 3.782 | 14,52 | 37,60 | 3.690 | 13,17 | 34,80 |
| São Paulo | 2.868 | 11,01 | 21,30 | 3.849 | 13,73 | 26,70 |
| Sul | 2.950 | 11,32 | 26,30 | 2.712 | 9,68 | 22,60 |
| **Brasil** | **61.313** | **100,00** | **44,20** | **62.593** | **100,00** | **44,10** |

Fonte: Elaboração própria a partir de Rocha (2006, pp.115).

Com o Plano Real, em 1994, e o conseqüente controle do espiral inflacionário, o efeito sobre a pobreza e a desigualdade foi imediato, com expressiva recuperação do nível de rendimentos, acompanhado de progressos distributivos importantes. Os dados de 1995 quando comparados com os de 1993, mostram um ganho em termos reais de 28% no rendimento médio das pessoas de 10 anos e mais, com esse aumento mais acentuado na base da distribuição, de 100% para as pessoas pertencentes ao décimo mais pobre da distribuição de renda. Isto pode ser explicado pelo aumento de 42% no salário mínimo, em 1995, principalmente no aumento dos rendimentos daqueles que recebem benefícios previdenciários e assistenciais, e pela contenção dos preços dos alimentos, cujo peso relativo é maior na cesta de consumo dos mais pobres. A proporção de pobres passa, então, de 30% a 20 %, a partir da ENDEF, ou de 44% para 33,3%, a partir da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF), sendo a redução da pobreza mais pronunciada nas áreas

[42] Esta tabela, ao contrário das duas anteriores, foi construída por Rocha (2006) a partir de informações da POF e por isso não pode ter seus valores comparados com as tabelas anteriores. A tabela 2.4, posterior, também se baseia na Pesquisa de Orçamento Familiar (POF).

metropolitanas, com a retomada do nível de atividade e o aumento dos rendimentos dos mais pobres (Rocha, 2006).

Embora o fenômeno tenha sido geral, ao afetar todos os estratos e regiões, a região Norte foi a menos beneficiada, pela falta de dinamismo econômico e incapacidade de absorção do grande contingente de migrantes atraídos pela fronteira agrícola, ao contrário do Centro-Oeste, onde ocorreu o fenômeno inverso. A esta inflexão pronunciada e imediata na proporção de pobres, refletidas nas estatísticas de 1995, prossegue-se uma nova estabilização até o final da década, em torno de 34%. Esta estabilidade é atribuída à situação macroeconômica delicada de câmbio sobrevalorizado, queda de atividade e déficits públicos crescentes que inibem o processo de minoração da pobreza. As evoluções regionais, no entanto, são bem diferenciadas, com redução da pobreza rural e aumento da pobreza metropolitana, principalmente em São Paulo, como mostra a TAB. 2.4 (Rocha, 2006; Lopes, 2003).

**TABELA 2.4-Proporção de pobres no Brasil, segundo estratos e regiões, 1993 e 1995-1999**

| Brasil, regiões e estratos | 1993 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Norte urbano | 47,46 | 38,49 | 39,57 | 39,61 | 39,87 | 39,65 |
| Nordeste | 63,96 | 52,05 | 53,13 | 52,86 | 50,35 | 50,90 |
| Minas Gerais/Espírito Santo | 38,54 | 27,82 | 28,21 | 27,50 | 28,76 | 28,62 |
| Rio de Janeiro | 43,52 | 28,50 | 29,16 | 28,86 | 28,55 | 27,88 |
| São Paulo | 34,16 | 22,01 | 24,17 | 25,22 | 25,11 | 29,35 |
| Sul | 24,49 | 17,85 | 17,59 | 18,12 | 17,76 | 19,71 |
| Centro-Oeste | 47,11 | 37,44 | 37,71 | 34,62 | 34,56 | 37,43 |
| Metropolitano | 45,12 | 31,16 | 32,65 | 33,18 | 33,74 | 36,88 |
| Urbano | 40,35 | 31,20 | 31,46 | 31,30 | 30,14 | 31,78 |
| Rural | 51,56 | 41,51 | 43,42 | 42,84 | 41,60 | 40,25 |
| **Brasil** | **44,09** | **33,23** | **34,13** | **34,09** | **33,43** | **34,95** |

Fonte: Elaboração própria a partir de Rocha (2006, pp.121 e 124).

Apesar da observada tendência de queda a partir de 1993, a desigualdade de renda no Brasil ainda permanece em patamares elevados quando comparado a países com renda *per capita* similar, assumindo, como afirma Barros *et al.* (2000a), *status* de "coisa natural". Em 2004, o Índice de Gini do país é de 0,56, o que coloca o Brasil ainda na incômoda 10ª posição no *rank* da desigualdade mundial[43] (Ferreira *et al.*, 2006). E, como mostra Barros *et al.* (2006b), a renda total apropriada pelo 1% mais ricos da população é equivalente à apropriada pelos 50% mais pobres e os 10% mais ricos se apropriam de 40% da renda, enquanto os 40% mais pobres detém menos de 10%.

[43] Atrás de Bolívia, Botsuana, República Centro Africana, Guatemala, Haiti, Lesotho, Namíbia, África do Sul e Zimbábue.

Decompondo estática e dinamicamente as medidas de desigualdade (T-Theil, L-Theil e Índice de Gini), Ferreira *et al.* (2006) atribuem a tendência de queda, a partir de 1993, à secular diminuição dos retornos da educação, à redução da desigualdade racial, à convergência de renda rural-urbana (a partir da Constituição de 1988) e ao aumento dos programas assistenciais do governo; além da estabilidade macroeconômica a partir do Plano Real de 1994, também supostamente responsável pela redução da pobreza no mesmo período [44].

Em análise complementar a de Ferreira *et al.* (2006), a queda recente na desigualdade de renda, de 2001 a 2004, é analisada por Barros *et al.* (2006a; 2006b) [45]. Apesar da estagnação econômica, neste curto intervalo, o Índice de Gini se reduziu em 4%, atingindo o menor valor dos últimos 30 anos, 0,56 [46]. Contudo, esta queda não foi a maior nem a mais prolongada desde 1976. No qüinqüênio 1976/1981 experimentou-se um declínio no Índice de Gini de 7% e, no triênio 1989/1992, de 8%, mas há indícios de que esta queda recente tenha continuado para além deste último triênio[47].

Através de uma série de simulações contra-factuais, verifica-se que praticamente toda a queda na desigualdade de renda é imputada a mudanças na distribuição de renda por adulto, em específico, 36% da queda decorre de mudanças na distribuição de renda não derivada do trabalho[48], apesar desta fonte não representar nem ¼ da renda total, e 46% a alterações na distribuição da renda do trabalho, resultante não do aumento do acesso à postos de trabalhos mas sim de alterações na distribuição das remunerações dos trabalhadores já empregados. A associação entre estas duas fontes é responsável pelo restante da queda (Barros *et al.*, 2006b).

---

[44] Esta conclusão é derivada da decomposição das medidas de desigualdade Índice de Gini, L-Theil e T-Theil, para os anos 1981, 1993 e 2004. Ver Ferreira *et al.* (2006).

[45] Tanto em Barros *et al.* (2006a; 2006b) quanto em Ferreira *et al.* (2006), a análise da concentração de renda limita-se à desigualdade de renda pessoal calculada a partir da renda domiciliar *per capita*, tendo como fonte as PNAD`s dos anos em inquérito.

[46] Para outras medidas de desigualdade, L-Theil, razão entre os 20% mais ricos e os 20% mais pobres, razão entre os 10% mais ricos e os 40% mais pobres, também se verifica um menor nível de desigualdade nos últimos 30 anos.

[47] Os autores investigam o comportamento da desigualdade de renda, em 2005, com dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), para as 6 principais regiões metropolitanas.

[48] São rendas não derivadas do trabalho as transferências governamentais e privadas (incluindo-se as aposentadorias e pensões, Bolsa-Família, BPC, entre outros) e a dotação de ativos da família.

Já a pobreza e a extrema pobreza[49] reduziram-se entre 1 e 2 pontos percentuais, para $P_0$, $P_1$ e $P_2$, no período 2001-2004. Contudo, esta queda não foi contínua no período, com os índices aumentando em 2003. A proporção de pobres passa de 38,6%, em 2001, para 36,83%, em 2004 (Barros *et al.*, 2006a). A causa desta queda será discutida na seção 2.3.

Em suma, desde os anos 1960, incidência de pobreza absoluta caiu substancialmente no Brasil. Nos anos 1960 e 1970, esta redução foi decorrente do elevado crescimento econômico, a despeito da piora da concentração da renda. Na década de 1980, o ritmo de queda da pobreza se arrefece em decorrência do cenário macroeconômico adverso. Nos anos 1990, a estabilização econômica, com drástica redução da inflação, a partir de 1994, a "retomada" do crescimento econômico e a maturação e implantação de novas políticas sociais (como o Bolsa-Escola e o BPC) reduziram a pobreza de maneira significativa. A desigualdade na renda pessoal, apesar dos episódios de melhora acima apontados, continua em patamares inaceitáveis, assumindo *status* de "coisa natural". Nos primeiros anos desta década, de 2000, a minoração da pobreza vem acompanhada por uma melhora ainda tímida, mas contínua, na desigualdade de renda.

Apesar da contínua queda, os ainda persistentes níveis de pobreza absoluta são associados à desigualdade de renda pessoal brasileira, já que a renda *per capita* média é mais que suficiente para erradicar a pobreza absoluta (Barros *et al.*, 2000a). A pobreza ainda apresenta-se sensivelmente alta nas áreas rurais, apesar da migração rural-urbano e da redução sustentada na proporção de pobres rurais. Ao longo dos últimos 30 anos, no entanto, a pobreza vem se transformando em essencialmente urbana e metropolitana, o que requer um conjunto mais complexo de políticas sociais, devido à heterogeneidade da pobreza no meio urbano (Rocha, 2006). Ademais, como coloca Rocha (2006, pp. 180): "a pobreza torna-se mais visível e, diante da desigualdade de renda e dos contrastes extremos de riqueza e poder em áreas urbanas, as condições adversas de vida dos pobres geram forte tensão social".

Além disso, tem um forte componente regional, dado que os indicadores são mais elevados no Norte e Nordeste e se reduzem em direção ao Sul. O Nordeste ainda hoje é a região com a maior proporção e número absoluto de pobres, não conseguindo romper a sua herança de

[49] Barros *et al.* (2006a) utilizam linhas de pobreza e extrema pobreza diferenciadas regionalmente, que em média correspondem, respectivamente, a R$154,00 e R$77,00.

pobreza. A desigualdade regional na distribuição da pobreza no Brasil também é clara dentro de Minas Gerais, coexistindo mesorregiões ricas e desiguais com mesorregiões pobres e também desiguais. A problemática mineira será objeto de discussão na seção posterior.

## 2.2-Minas Gerais: desigualdade regional e pobreza

A economia mineira é uma das mais dinâmicas do país, devido ao seu parque industrial amplo e diversificado, ao bom desempenho da agricultura moderna e ao setor terciário desenvolvido. No setor industrial, que corresponde a 42,84% do PIB do estado, Minas se destaca nacionalmente pela produção de automóveis, aço, ferro gusa e cimento. Já no setor agropecuário, o estado se notabiliza pela liderança nacional na produção de café, leite e rebanho bovino, sendo a participação setorial de 8,51%. Ademais, o setor serviços vem apresentando a maior participação relativa no PIB, com 48,66% do total, para o ano de 2000 (Simão, 2004; Resende e Cunha, 2002).

No entanto, até o final da década de 1960, a economia mineira se inseria perifericamente no processo de desenvolvimento nacional, com desempenho econômico aquém da média. No decorrer dos anos 1970, Minas Gerais se integra nacional e internacionalmente. A economia mineira passa a caminhar de maneira complementar à fluminense e, em maior medida, à paulista, que desde então exerce a função de centro articulador das trocas inter-regionais, em detrimento do Rio de Janeiro. Tal complementaridade se deve à especialização mineira na produção de bens intermediários, bens de capital e bens de consumo duráveis (Santos, 2002).

Época de mudanças estruturais, nos anos 1970, o estado recebe uma série de investimentos que deram inicio ao processo de diversificação, adensamento e consolidação da estrutura industrial mineira. Simultaneamente, verifica-se a reversão da decadência histórica da agricultura mineira, com a expansão e incorporação de novas áreas de cultivo e a ampliação dos serviços produtivos. Segundo Santos (2002, pp.21) foram vários os fatores responsáveis pelo surto de investimentos:

> A existência de recursos naturais abundantes; a disponibilidade de infra-estrutura econômica; a existência de indústria básica (metalurgia e cimento) e extrativa mineral, gerando externalidades e mercado para a indústria de bens de capital; a privilegiada posição geográfica do Estado; o esquema de incentivos fiscais e o aparato institucional de apoio à industrialização aliados a uma ativa liderança política (...).

A partir da inserção dos anos 1970, Minas Gerais foi conquistando espaço no cenário nacional, com taxas de crescimento do PIB estadual acima da média nacional, como mostra a TAB. 2.5.

**TABELA 2.5-Taxas de crescimento médio anual do PIB: Brasil e algumas unidades da federação**

| Unidades da Federação | Taxa de Crescimento Médio Anual (%) | | |
|---|---|---|---|
| | 1970-1980 | 1980-1990 | 1990-1999 |
| Minas Gerais | 11,67 | 2,40 | 2,86 |
| São Paulo | 9,71 | 2,30 | 1,81 |
| Rio de Janeiro | 8,12 | 0,16 | 3,37 |
| Paraná | 10,88 | 3,54 | 2,45 |
| Rio Grande do Sul | 9,33 | 2,81 | 1,91 |
| Brasil | 8,56 | 2,16 | 2,46 |

Fonte: Simão (2004,pp. 17).

Apresentando uma participação média histórica no PIB nacional de aproximadamente 10%, Minas Gerais compete com o estado do Rio de Janeiro pela segunda posição em importância econômica, atrás de São Paulo (Perrobelli *et al.,* 1999). Em 2000, o PIB mineiro atingiu 106.169 bilhões, o que equivale a 9,64% do PIB nacional. Como mostra a TAB. 2.6, cerca de 2/3 do PIB brasileiro é gerado por cinco estados, dentre eles Minas Gerais:

**TABELA 2.6-PIB dos cinco mais importantes estados brasileiros e sua participação no PIB do Brasil, no ano de 2000**

| Estados | R$ milhão | Participação (%) |
|---|---|---|
| Minas Gerais | 106.169 | 9,64 |
| São Paulo | 137.877 | 33,67 |
| Rio de Janeiro | 370.819 | 12,52 |
| Paraná | 65.969 | 5,99 |
| Rio Grande do Sul | 85.138 | 7,73 |
| Brasil | 1.101.255 | 100,00 |

Fonte: Simão (2004, pp. 18).

No entanto, sobressalta-se a enorme heterogeneidade do desenvolvimento econômico do estado, sendo 75% do PIB estadual de 1995 produzido em 6 das 12 mesorregiões, quais sejam: Central Mineira, Metropolitana de Belo Horizonte, Campo das Vertentes, Sul de Minas, Triângulo Mineiro e Zona da Mata. Em contraste, as mesorregiões Noroeste, Jequitinhonha, e Mucuri representam apenas 7% do PIB estadual (Resende e Cunha,

2002). Comparando-se, grosso modo, com as regiões de planejamento[50] estaduais, percebe-se que tal distribuição desigual do PIB estadual não apresentou sinais de desconcentração desde 1980. As regiões de planejamento, quais sejam: Central, Mata, Sul de Minas, Triângulo e Alto Paranaíba, aproximadamente correspondentes às 6 mesorregiões responsáveis por 75% do PIB de Minas Gerais mantiveram a participação histórica, ver TAB. 2.7.

**TABELA 2.7-Composição Regional do PIB de Minas Gerais em 1980, 1986 e 1992**

| Regiões de Planejamento | 1980 | 1986 | 1992 |
|---|---|---|---|
| Central | 50,60 | 46,00 | 39,50 |
| Mata | 7,60 | 8,20 | 9,20 |
| Sul de Minas | 10,90 | 12,50 | 15,90 |
| Triângulo | 8,40 | 8,40 | 9,30 |
| Alto Paranaíba | 3,10 | 3,30 | 3,20 |
| Centro-Oeste | 4,10 | 4,50 | 5,00 |
| Noroeste | 1,00 | 1,20 | 1,40 |
| Norte de Minas | 2,90 | 3,80 | 3,90 |
| Jequitinhonha/Mucuri | 1,70 | 1,90 | 2,10 |
| Rio Doce | 9,70 | 10,10 | 10,30 |

Nota : Produto Interno Bruto (PIB) calculado com base na estimativa do PIB a custo de fatores para 1985 e 1992.

Fonte: Elaboração própria a partir de Prates (1996, pp.105).

Esta grande disparidade do produto interno bruto estadual reflete a disparidade regional do estado, que apresenta áreas ricas, prósperas e com setores produtivos dinâmicos e áreas com economia de subsistência de extrema pobreza[51]. Como sintetiza Queiroz (2001, pp.66)[52]:

> O estado de Minas Gerais é, provavelmente, uma das regiões mais heterogêneas do país; coexistem no estado regiões dinâmicas, modernas e com indicadores sócio-econômicos de alto nível com localidades atrasadas, estagnadas, que não oferecem a mínima condição de vida para sua população.

Esta disparidade regional e de renda[53] se transmite aos indicadores sócio-econômicos do estado, sendo o PIB *per capita* de 2000, 10% inferior à média nacional, um primeiro indicador das condições menos favoráveis do estado. Minas Gerais ocupa a 8ª posição em

[50] A divisão regional para fins de planejamento se distingue da estratificação em mesorregiões por apresentar uma divisão do Triângulo e Alto Paranaíba, o Vale do Mucuri e o Jequitinhonha são agregados na região de planejamento Norte de Minas, a região Central incorpora a Região Metropolitana de Belo Horizonte e a Oeste apresenta uma demarcação territorial diferente (Simão, 2004). Para uma visualização em mapa, ver Simão (2004).

[51] Para uma caracterização da estrutura produtiva das mesorregiões mineiras e regiões de planejamento, ver Resende e Cunha (2002), Prates (1996) e Simão (2004).

[52] QUEIROZ, B. L. **Diferenciais regionais de salários nas microrregiões mineiras.** Belo Horizonte: CEDEPLAR/FACE, 2001 (dissertação de mestrado). *Apud:* Simão (2004).

[53] Para uma investigação dos determinantes dos rendimentos nas mesorregiões, ver Resende e Cunha (2002) e Hoffmann e Simão (2005).

termos de renda *per capita*[54], mesmo estando entre os cinco estados de maior importância para a riqueza do país, como apontado na TAB. 2.6 (Simão, 2004).

A enorme heterogeneidade também se reflete nos indicadores de pobreza e desigualdade de rendas estaduais. O estado de Minas Gerais apresenta a maior desigualdade de renda (para o ano de 2000, o Índice de Gini do estado é de 0,615) entre os estados das regiões Sul e Sudeste, não apresentando redução significativa da concentração de renda se comparado com o ano de 1991, quando o Índice de Gini mineiro era de 0,614. A comparação entre as mesorregiões, para o ano de 2000, mostra grande discrepância do Índice de Gini no estado (20,37%), variando de 0,53 (na mesorregião Oeste de Minas) a 0,638 (no Vale do Mucuri). As mesorregiões com maior desigualdade de renda são Vale do Mucuri, Norte de Minas, Região Metropolitana de Belo Horizonte e Jequitinhonha, sendo a medida de desigualdade maior ou igual à do estado (Simão, 2004).

A decomposição do Índice de Gini, para o ano de 2000, mostra que 72% da desigualdade total em Minas Gerais provêm dos rendimentos do trabalho principal, chegando à 84,66% para a mesorregião Noroeste de Minas. Entretanto, as parcelas do rendimento total contribuem de maneira diversa entre as mesorregiões, com o rendimento do trabalho contribuindo para a redução da desigualdade no Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba, Região Metropolitana de Belo Horizonte, Oeste de Minas, Sul/Sudoeste, Campo das Vertentes e Zona da Mata. Já o item pensão alimentícia, mesada e doação contribui para aumentar a desigualdade no Norte de Minas, Região Metropolitana de Belo Horizonte, Oeste de Minas e Zona da Mata e o de aposentadorias e pensões contribui para aumentar a desigualdade na Região Metropolitana de Belo Horizonte, Sul/Sudoeste de Minas, Campo das Vertentes e Zona da Mata. É interessante notar que o único item que contribuiu para a queda da desigualdade em todas as mesorregiões foi o de renda mínima, bolsa-escola e seguro desemprego, o que atesta a efetividade e essencialidade destes gastos públicos sociais (Simão, 2004).

Adotando-se uma linha de pobreza de R$ 76,00 mensais para o ano de 2000, observa-se que quase 30% da população mineira vive abaixo desta linha estabelecida. Nas mesorregiões Norte de Minas (57,3%), Vale do Mucuri (55,2%) e Jequitinhonha (62,5%),

[54] Atrás de São Paulo, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Espírito Santo, Paraná e Amazonas (Simão, 2004).

mais da metade da população vive com renda inferior à da linha de pobreza, ao passo que no Triângulo/Alto Paranaíba a proporção de pobres cai para 17,4 %. Apesar de as três mesorregiões citadas apresentarem as maiores proporções de pobres, é na Região Metropolitana de Belo Horizonte onde se concentra o maior número absoluto de pobres, sendo ¼ do total de Minas Gerais (Simão, 2004).

Esta heterogeneidade espacial da pobreza mineira é investigada por Romero (2006). O autor utiliza dados do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDH-M) fornecidos pela Fundação João Pinheiro, para 1991 e 2000, e verifica, por meio do instrumental de econometria espacial, que existe dependência espacial na pobreza municipal nas 3 dimensões do IDH-M, renda, longevidade e educação. Isto é, a pobreza de um município depende da pobreza dos municípios vizinhos e dos vizinhos de seus vizinhos. Ademais, identificam-se diferentes *clusters* de pobreza no estado, com as mesorregiões Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba, Sul/Sudoeste de Minas, Oeste de Minas e Metropolitana de Belo Horizonte caracterizando uma relação espacial de municípios com elevados IDH-M`s cercados por municípios com as mesmas características. Já as mesorregiões Norte de Minas, Jequitinhonha e Vale do Mucuri são caracterizadas por municípios de baixo IDH-M rodeados por municípios na mesma situação. Além disso, a pobreza aumenta (o IDH-M se reduz) do sul para o norte do estado, com os municípios sendo mais homogêneos até a zona central de Minas. Tal identificação espacial reflete a desigualdade regional do estado e pode servir de orientação à aplicação mais eficiente de políticas públicas, via focalização nas áreas prioritárias.

Embora não comparáveis com as informações acima, utilizando o Censo de 1980, Prates (1996) verifica que a desigualdade da renda familiar *per capita*, medida pelo L-Theil, entre as regiões de planejamento contribui com 8,4% para a desigualdade de renda total do estado (0,63), enquanto a parcela restante, 91,6%, é atribuída à desigualdade interna às regiões (0,50). A região de planejamento Centro-Oeste apresenta a menor desigualdade de renda, 0,50, e a Doce a maior, 0,619. Ademais, parece não existir uma relação direta entre grau de desigualdade e nível de renda, dado que tanto regiões ricas como a Central, quanto mais pobres, como a Doce, têm as maiores desigualdades de renda em Minas Gerais.

No que concerne à pobreza em 1980, 3 milhões de pessoas eram classificadas como pobres, utilizando linhas de pobreza de Rocha (1995) [55]. Deste total, ⅓ localizavam-se na região Central (que incorporava a Região Metropolitana de Belo Horizonte), a de maior renda *per capita*, e 38% nas regiões Jequitinhonha - Mucuri, Norte e Rio Doce, denominadas de "regiões-problemas" por Prates (1996). Estas últimas também apresentam as maiores proporções de pobres, respectivamente, 42,7%, 34,2% e 27,7%. A média do estado é 22,9%, sendo a região do Triângulo a de menor incidência de pobreza em 1980, 7%. Deste modo, a média estadual apesar de não ser tão alta, encobre a desigualdade espacial na distribuição da pobreza estadual, que parece perpetuar ao longo das décadas seguintes, como verifica Romero (2006), comparando-se 1991 e 2000. Ademais, segundo Prates (1980), assim como não se verifica relação direta entre desigualdade e renda *per capita*, a pobreza intra-estadual em Minas Gerais em 1980 não pode ser associada a um determinado padrão de distribuição de renda, já que a pobreza nas regiões Jequitinhonha – Mucuri e Norte resultam da renda *per capita* baixa, enquanto na Doce, do elevado grau de desigualdade (Prates, 1996) [56].

Em síntese, apesar do dinamismo da economia mineira, que confere ao estado lugar de destaque no cenário nacional, coexistem em Minas Gerais regiões ricas e desenvolvidas com regiões caracterizadas por bolsões crônicos de pobreza. O padrão espacial da pobreza é heterogêneo e parece se perpetuar ao longo das décadas. O Vale do Mucuri, Jequitinhonha e o Norte de Minas apresentam, em 2000, as menores rendas *per capita*, as maiores proporções de pobres e também os mais elevados índices de desigualdade, o que é um indício de que a elevada incidência de pobreza seria atribuída à elevada desigualdade de renda intra-mesorregional. Exceção importante cabendo à Região Metropolitana de Belo Horizonte que tem elevada renda média, mas concentra o maior número absoluto de pobres e também elevada desigualdade de renda. Tal peculiaridade é decorrência da força polarizadora da capital mineira.

Na próxima seção, 2.3, tratamos, então, da literatura brasileira que aborda a tríade pobreza-desigualdade-crescimento. Ao contrário do primeiro capítulo, agora a discussão das faces desta relação triangular é feita de maneira unificada, seja pelo menor volume de trabalhos

[55] ROCHA, S. Governabilidade e pobreza: o desafio dos números. **Texto para discussão** 368. Rio de Janeiro: IPEA, 1995. *Apud:* Prates (1996).
[56] Para uma análise descritiva detalhada da renda, pobreza e desigualdade municipal, em Minas Gerais, em 1980, ver Prates (1996).

examinados, seja pela intenção de enfatizar os estudos que abordam os impactos do crescimento e da concentração de renda sobre a pobreza, questão central desta dissertação. No capítulo 4, retomamos a análise especifica do caso mineiro investigando as inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento nas mesorregiões mineiras, para o período 1970-2000. É examinado o comportamento da pobreza frente à variação da renda e da desigualdade nestes 30 anos, bem como estes componentes imediatos da variação na pobreza determinam a configuração espacial atual da pobreza entre as mesorregiões.

## 2.3-Pobreza, desigualdade e crescimento no Brasil e Minas Gerais

Da literatura internacional acerca do *tradeoff* "equidade-eficiência", discutida na seção 1.1, não se pode afirmar que há uma relação sistemática entre crescimento e desigualdade de renda. No que concerne à literatura brasileira, Jacinto e Tejada (2004) confirmam empiricamente a Hipótese de Kuznets para os municípios da Região Nordeste, utilizando dados de renda *per capita* (em salários mínimos, de setembro de 1991) e o Índice de Theil, para 1970,1980 e 1991, do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (PNUD). Quando os autores estimam por *cross-section*, não se verifica o padrão de U invertido, não sendo os coeficientes da renda e da renda ao quadrado significativos. Já com o *Pooled cross-section* e o painel de efeitos fixos os coeficientes tornam-se significativos e apresentam os sinais esperados.

A partir de evidências de que o crescimento de aproximadamente 25% do Rio Grande do Sul, entre os anos de 1970 e 1991, foi acompanhado por aumento da desigualdade de renda, Bagolin *et al.* (2003) investigam a validade da Hipótese de Kuznets para os municípios deste estado. Reconhecendo o processo de evolução da desigualdade de renda como dinâmico e as possíveis especificidades do desenvolvimento dos municípios gaúchos, os autores advogam pelo uso de um painel de modo a investigar a relação crescimento da renda *per capita* e evolução da desigualdade de renda, medida pelo L-Theil. Os dados, para os três anos em inquérito: 1970, 1980 e 1991, têm como fonte também o Atlas de Desenvolvimento Humano. A estimação em *cross-section* é inconclusiva, pois os coeficientes são não significativos para 1970 e 1980 e, embora significativos para 1991, não apresentam os sinais esperados.

A estimação do painel de efeitos fixos, no entanto, mostrou-se significativa e com os sinais esperados para o padrão de U invertido, sendo escolhido em detrimento ao de efeitos aleatórios através do Teste de Hausman. Bagolin *et al.* (2003) concluem, pois, que a Curva de Kuznets é válida para os municípios gaúchos, com estes municípios apresentando trajetórias específicas, decorrentes de suas características físicas, históricas e econômicas. Tais especificidades não foram levadas em conta por um estudo anterior, de Bêrni *et al.* (2002), que a partir de uma análise *cross-section* não paramétrica de regressão local também investigou o comportamento da desigualdade ao longo da trajetória dos municípios do Rio Grande do Sul. Este trabalho utiliza o valor adicionado municipal *per capita* total e desagregado por setor de atividade de 1990, fornecido pela Fundação de Economia e Estatística (FEE) e o Índice L-Theil para 1991, calculado a partir da renda *per capita* municipal por Oliveira (2001) [57]. Os resultados mostram que a validação da hipótese de Kuznets depende do setor de renda analisado: agrícola, indústria ou serviços.

Quando empregada a renda agropecuária ou a de serviços não se observa um U invertido, já com a renda industrial, corrobora-se com a Hipótese de Kuznets, o que, segundo os autores, contribui para validar a crença de que a industrialização é redutora de desigualdade. Ainda, o comportamento do setor industrial seria condicionante do comportamento geral da renda, dado que também se observa um U invertido para o total da renda *per capita* municipal. Todavia, estes resultados são questionados por Bagolin *et al.* (2003) que argumentam não ser o valor adicionado municipal totalmente apropriado pelos moradores do domicílio, devido à migração pendular. Desta maneira, esta variável de renda não seria uma boa *proxy* para o desenvolvimento destes municípios.

Salvato *et al.* (2006) testam a curva de Kuznets para os municípios mineiros, utilizando a renda municipal *per capita* mensal, como *proxy* para o desenvolvimento econômico dos 853 municípios, e os índices de L-Theil e de Gini[58], como *proxy* para a desigualdade de renda municipal, com dados do Atlas do Desenvolvimento Humano para 1991 e 2000. Os autores realizam a mesma seqüência de estimações de Jacinto e Tejada (2004). Para 1991, as estimações em *cross-section* apresentam-se significativas e com os sinais esperados. No

[57] OLIVEIRA, Júlio César de. **Desenvolvimento humano, desigualdade de renda e pobreza nos Conselhos Regionais e municípios do Rio Grande do Sul entre 1970 e 1991.** Porto Alegre: PPGE-UFRGS, 2001(Tese de Doutoramento). *Apud:* Bêrni *et alli* (2002).

[58] Os autores testam a robustez dos resultados ao estimar a curva de Kuznets com cada medida. Os resultados apresentaram-se robustos a variação da *proxy* para desigualdade de renda.

entanto, para 2000, as evidências sugerem um formato de U regular, para as duas medidas de desigualdade, sendo este resultado significativo a 1%. Em todas as estimativas em *cross-section* o $R^2$ é baixo, refletindo a pouca capacidade da renda em explicar a variação na desigualdade. O painel de efeitos fixos, escolhido em detrimento ao de efeitos aleatórios a partir do Teste de Hausmann, corrobora com o padrão de U invertido, em 1991 e 2000. Os autores concluem então que os municípios mineiros apresentam trajetórias diferenciadas de desenvolvimento, com a desigualdade aumentando nos estágios iniciais de desenvolvimento, tendendo a cair posteriormente. Este trabalho é corroborado pelas evidências, apresentadas na seção anterior, de que as mesorregiões mineiras menos desenvolvidas (com menor renda média) também são as que apresentam os maiores níveis de desigualdade, por conseqüência, as maiores proporções de pobres.

Também na investigação do impacto da desigualdade de renda no crescimento econômico não há consenso na literatura internacional. Barreto, Jorge Neto e Tebaldi (2001), ao investigarem o efeito da elevada desigualdade de renda no crescimento médio dos estados nordestinos encontram uma relação negativa entre as variáveis no curto prazo, não apresentando resultados inconclusos tal como no exercício empírico para os estados americanos realizado por Partridge (2005).

Partindo da constatação de que os estados do Nordeste brasileiro cresceram mais que a média nacional, no período de 1970-1998, e a concentração de renda se acentua, até 1991, com tendência de reversão a partir de então, os autores analisam a relação entre o Índice de Gini (como *proxy* para a desigualdade de renda) e a taxa de crescimento média em cada estado, a partir de dados da SUDENE. Além de examinar o papel da educação como contraponto aos efeitos supostamente adversos da concentração de renda no crescimento. O pseudo-painel é estimado por Mínimos Quadrados Generalizados, regredindo-se o nível da taxa média de crescimento do produto *per capita*, de cada década do período em estudo, contra o logaritmo do Índice de Gini, do número de matrículas no ensino médio e do produto *per capita* do início do período. Conclui-se que a concentração de renda gerou externalidades negativas na economia nordestina e, conseqüentemente, prejudicou o crescimento do produto *per capita*, embora a formação de capital humano de nível médio tenha contribuído para o crescimento.

Embora as evidências internacionais tendam a não encontrar um efeito negativo ou positivo do crescimento na distribuição de renda, a literatura brasileira vem confirmando a Hipótese de Kuznets para o caso dos municípios brasileiros e Salvato *et al.* (2006) para os municípios mineiros, controlando-se para as especificidades das regiões estudadas. Com relação ao impacto da desigualdade sobre o crescimento, a literatura internacional é também inconclusiva, mas, para o Brasil, Barreto, Jorge Neto e Tebaldi (2001), ao investigarem o efeito da elevada desigualdade de renda no crescimento médio dos estados nordestinos encontram uma relação negativa entre as variáveis no curto prazo.

Tendo-se em vista tais indícios acerca do *trade-off* "equidade-eficiência" na literatura brasileira, investiga-se, doravante, como a variação da renda média e na desigualdade de renda afetam a pobreza no Brasil e em Minas Gerais, ou seja, discute-se como a pobreza brasileira responde a seus macro-determinantes imediatos.

O comportamento da pobreza no Brasil, a partir dos anos 1960, vem sendo associado a diferentes padrões de desempenho da renda *per capita* e da maneira como esta é distribuída. Ademais, como discutido no capítulo anterior, investigar como a pobreza responde a seus macro-determinantes imediatos gera informações valiosas aos proponentes de políticas públicas, ao permitir a avaliação da efetividade de políticas redistributivas e/ou de crescimento da renda na redução dos altos índices de pobreza historicamente observados no país.

Tal discussão é particularmente importante pelo fato da pobreza brasileira não ser decorrência da escassez agregada de recursos, dado que a renda média brasileira é suficiente à erradicação da pobreza, desde que mais igualmente distribuída (Rocha, 2006; Barros *at al.*, 2000a). Assim, a pobreza encontra sua causa no processo histórico de concentração da renda brasileira e nos mecanismos perpetuadores desta desigualdade como o sistema de ensino e saúde, ainda hoje não acessíveis com padrão uniforme de qualidade à toda a população (Simão, 2004). Contudo, somente a partir da Constituição de 1988, a política social brasileira se consolida, com a maturação ou implantação de novos programas assistenciais, ao longo da década de 1990, que ao beneficiar os indivíduos menos favorecidos impactam a pobreza através da redistribuição de renda.

Microssimulações contrafactuais dos impactos do crescimento econômico e de reduções na desigualdade sobre o grau de pobreza no Brasil são realizadas por Barros e Mendonça (1997), a partir do rendimento familiar *per capita* brasileiro de 1993, fornecido pela PNAD, linha de pobreza de ½ salário mínimo da época e de informações sobre as Curvas de Lorenz de países latino-americanos, calculadas pelo Banco Mundial para o ano de 1989. Os autores realizam uma série de simulações dos efeitos do crescimento constante a taxas de 0 a 10% ao ano, durante 10 anos, sobre a redução da proporção de pobres no Brasil, mantendo-se a desigualdade de renda constante ao nível de 1993. Da mesma maneira, é avaliado o impacto da redução da desigualdade de renda, mantendo-se constante a renda média brasileira ao patamar de 1993 e simulando alterações na Curva de Lorenz para patamares de países latino-americanos, que apresentam distribuição de renda menos desiguais.

Por exemplo, o impacto sobre o grau de pobreza de um crescimento contínuo de 3% ao ano, durante 10 anos, seria a redução da proporção de pobres em 8%. Esta mesma redução na pobreza seria alcançada com a redução do grau de desigualdade ao nível da Colômbia, mantendo-se constante a renda média. A partir de várias simulações, os autores propõem que para se reduzir a pobreza no Brasil é necessário combinar políticas de fomento ao crescimento econômico com políticas de redução da desigualdade de renda, pois há um amplo espaço para políticas redistributivas no país. Tal proposição de política é decorrente da constatação que o Brasil é um dos países com mais alto grau de desigualdade no mundo, o que faz com que o impacto da redução da concentração de renda sobre a pobreza seja significativamente superior ao impacto do crescimento econômico.

Este diagnóstico, e conseqüentes proposições de políticas, é corroborado por simulações posteriores de Barros *et al.* (2000a) que mostram que a pobreza no Brasil não pode ser associada à escassez de recursos, absoluta ou relativa, sugerindo a relevância da má distribuição de recursos. Os autores constroem estimativas da evolução do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* e da renda domiciliar *per capita*, no período 1977-1998, para dados da PNAD, que revelam serem estas variáveis de 5 a 8 vezes superiores à linha de indigência e de 3 a 4 vezes superiores à linha de pobreza, o que confirma a hipótese de ausência de escassez de recursos agregados. Em seqüência, revela-se que transferências equivalentes à 2% (7%) da renda das famílias seria suficiente para erradicar a indigência

(pobreza), o que reforça a factibilidade e a importância da adoção de programas de renda mínima, como o Bolsa-Escola e o Bolsa-Família, posteriormente adotados.

Por fim, simula-se a intensidade com que reduções na desigualdade afetam a pobreza, mantendo-se constante a renda média brasileira e fixando-se a desigualdade em patamares similares ao de países da América Latina, tal como realizado por Barros e Mendonça (1997). Com isso, vê-se que, por exemplo, quase $2/3$ da pobreza no Brasil pode estar associada ao diferencial de grau de desigualdade entre Brasil e Uruguai, tornando-se evidente, mais uma vez, o peso da estrutura da distribuição de renda brasileira na explicação da pobreza (Barros *et al.,* 2000a).

Embora a queda recente na desigualdade (de 2001 a 2004) ainda não seja a maior verificada, os 10% mais pobres experimentaram um crescimento da renda, de 7% a.a., apesar do declínio da renda média neste período, de 0,9% a.a., suficiente para que os mais pobres percebessem um nível de desenvolvimento e aquecimento do país não notado por outros grupos sociais. Barros *et al.* (2006a) verificam então que, como houve queda na renda *per capita* média, toda a contração verificada na pobreza e na extrema pobreza, entre 2001 e 2004, é conseqüência da redução da desigualdade de renda observada, de 4% para o Índice de Gini. Por meio de simulações contra-factuais, os autores observam que se a renda média não tivesse se alterado no período, a queda na pobreza teria sido de 2,84% e na extrema pobreza de 3%. Esta é a contribuição bruta (ou seja, isenta da contribuição do crescimento econômico balanceado) da queda da desigualdade de renda para a redução nos níveis de pobreza. Para que esta mesma queda (de 2,84% e 3%) fosse alcançada, via crescimento econômico balanceado e na ausência de redução na desigualdade, seria necessário um aumento da renda média de 8% para a meta estipulada para a pobreza e de 14% para a desigualdade. Com tais e outras tantas simulações, os autores concluem que reduzir a desigualdade de renda é mais efetivo no combate à pobreza brasileira, do que a promoção do crescimento econômico, como já postulado em trabalhos anteriores.

Contudo, mesmo com as simulações realizadas por Barros *et al.* (2000a), Barros e Mendonça (1997) e Barros *et al.* (2006a) tendo sugerido que a pobreza é mais sensível a alterações na desigualdade de renda do que a alterações no crescimento econômico, a experiência brasileira apresenta o crescimento econômico como o principal responsável pela redução na pobreza no período 1977-1997. Este apontamento é derivado da

decomposição da variação na pobreza nos componentes renda média e desigualdade, entre os demais anos e o ano de 1997. A contribuição da redução da desigualdade para a queda na pobreza é calculada, por Barros *et al.* (2000a), por meio da simulação contra-factual que procurou identificar qual seria a pobreza caso a renda média fosse mantida constante e a desigualdade variasse entre os valores do ano base e de cada um dos demais anos. O componente crescimento foi calculado como o resíduo. Esta decomposição se assemelha a decomposição proposta por Kakwani e Subbaro (1990), sendo dependente do ano escolhido como base, tal como discutido no próximo capítulo.

O comportamento da pobreza na maioria dos estados brasileiros segue o comportamento médio nacional, sendo a redução da pobreza atribuída ao crescimento da renda média. Marinho e Soares (2003) replicam o exercício de decomposição de Datt e Ravallion (1992) para 26 estados brasileiros, com dados das PNAD`s de 1985 a 1999. Na quase totalidade dos estados o componente crescimento se sobrepõe ao componente desigualdade. Quando se analisa a média regional, apenas na região norte o efeito da concentração de renda se sobrepõe ao efeito do crescimento, resultando em aumento da pobreza. Nas demais regiões, a pobreza se reduz com o efeito do crescimento econômico se sobrepondo ao da maior concentração de renda observada, que contribui para o aumento da pobreza. Em contraste, Datt e Ravallion (1992), analisando apenas a década de 80, não verificam tendência de redução ou aumento da pobreza, como discutido acima.

Ferreira *et al.* (2006) também aplicam a decomposição de Datt e Ravallion (1992), a partir dos dados da PNAD, para o período de 1981 a 2004. Para a linha de pobreza administrativa de R$ 100,00, valor referência do Bolsa-Família na época, as linhas de pobreza regionalizadas de Rocha (1993)[59] e, para $P_0, P_1$ e $P_2$, a pobreza aumenta no sub-período 1981-1993 e cai no sub-período subseqüente, 1993-2004. Nos dois casos, o componente crescimento e o redistribuição se reforçam. No primeiro sub-período, a pobreza se amplia devido à retração econômica e piora na concentração de renda, com o componente desigualdade sendo a força dominante. Este resultado se mantém com a alteração da linha ou medida de pobreza utilizada, mas a importância do componente desigualdade se amplia. Com a estabilização monetária, a queda na pobreza é explicada pela queda na desigualdade acompanhada de crescimento da renda, sendo este último componente agora o dominante.

[59] Rocha, S. Poverty Lines for Brazil: New Estimates from Recent Empirical Evidence. **Mimeo.** Rio de Janeiro: IPEA, 1993. *Apud:* Ferreira *et al.* (2006).

A partir do estudo de Ferreira *et al.* (2006), percebe-se que os exercícios realizados por Barros *et al.* (2000a) e Marinho e Soares (2003) encobrem tendências diversas quanto ao efeito do crescimento e da desigualdade de renda na pobreza, para as décadas de 1980 e 1990.

Em suma, mesmo com as simulações realizadas por Barros *et al.* (2000a), Barros e Mendonça (1997) e Barros *et al.* (2006a) sugerindo que a pobreza no Brasil é mais sensível a alterações na desigualdade de renda do que a alterações no crescimento econômico, a experiência brasileira identifica o crescimento econômico como o principal responsável pelos episódios de redução da pobreza da década de 1990, sendo o aumento da renda média reforçado por uma tênue desconcentração de renda. A recente queda da desigualdade de renda, verificada para o período 2001-2004, por Barros *et al.* (2006a; 2006b), seria, entretanto, responsável pela concomitante redução da pobreza. Tal processo de aumento da renda média dos pobres, via redistribuição, seria fruto, entre outras fontes, da maturação e aumento de cobertura de programas como o Bolsa-Família e o BPC[60], dado o cenário de baixo crescimento econômico e declínio da renda domiciliar *per capita* média.

Assim, embora incipiente, a queda recente na desigualdade de renda e seu efeito na pobreza pode ser um sinalizador relevante da importância de se fomentar políticas redistributivas no Brasil, tal como constantemente propalado por vários autores, tais como Rocha (2006), Barros e Mendonça (1997), Ferreira *et al.* (2006), entre outros. Como aponta Barros *et al.* (2000a):

> Apesar da evidente importância da redistribuição de renda para o combate à pobreza no Brasil, os únicos mecanismos utilizados para reduzir a pobreza, além de extremamente limitados quanto ao seu impacto, resultam, de modo sistemático, do crescimento econômico. (...) essa estratégia, no limite uma "não-estratégia", é responsável em grande medida, pela ineficácia no combate à pobreza ao longo das últimas décadas no país. (...) é obvio que reconhecemos a importância crucial de estimular políticas de crescimento para alimentar a dinâmica econômica e social do país. No entanto, para erradicar a pobreza no Brasil é necessário definir uma estratégia que confira prioridade à redução da desigualdade (Barros *et al.*, 2000a, pp.18-19).

Ademais, urge aliar às políticas de promoção do crescimento econômico, políticas de redistribuição de renda, de modo até mesmo a aumentar a efetividade das políticas de aumento da renda média. Vários trabalhos, como Barros *et al.* (2006b) e Barros *et al.*

[60] Como já mencionado, a queda recente na desigualdade de renda é atribuída à mudanças na distribuição da renda não derivada do trabalho (que inclui pensões, aposentadorias e transferências governamentais) e à alterações na distribuição das remunerações dos trabalhadores já empregados.

(2000a; 2000b), sugerem que a grande desigualdade de renda no Brasil é um entrave ao crescimento econômico e, em última instância, à redução da pobreza. Na literatura internacional sobre o tema, este efeito da desigualdade na capacidade do crescimento em reduzir a pobreza é conhecido como Hipótese de Bourguignon, como discutido no capítulo 1.

Neste ensejo, Marinho e Soares (2003) estimam a elasticidade da pobreza em relação à renda média, para 26 estados brasileiros, através de um painel com dados da PNAD e dimensão temporal de 1985 a 1999. Os autores mostram que, teoricamente, a elasticidade renda-pobreza proposta é negativa, *i.e*., há uma correlação negativa entre crescimento e pobreza, sendo a elasticidade, em módulo, positivamente correlacionada com a renda média e negativamente correlacionada com a medida de pobreza (proporção de pobres). Então, os autores inferem que quanto mais pobre a economia, menor o impacto do crescimento econômico sobre a pobreza; e quanto mais desigual também menor é este impacto. Portanto, a elasticidade renda-pobreza tem relação positiva com a renda e negativa com a desigualdade, o que corroboraria com a Hipótese de Bourguignon acima colocada de que a desigualdade reduz a efetividade do crescimento em reduzir a pobreza, pois países e regiões mais desiguais supostamente apresentam menores elasticidades renda-pobreza.

De modo geral, observa-se que o valor absoluto das elasticidades nos estados nordestinos é menor que nas demais regiões, conforme o esperado, ou seja, quanto mais pobre o estado, menor o impacto do crescimento na redução da pobreza. Ao longo do período analisado[61], a elasticidade aumentou na quase totalidade dos estados, a exceção cabendo a alguns localizados na região norte: Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima e Amapá. As maiores elasticidades estimadas, para 1999, são de São Paulo e Rio de Janeiro, respectivamente –1,74 e –1,64; e a menor é do Piauí, com valor de -0,52. Além disso, apenas os estados pertencentes à Região Nordeste apresentaram elasticidades menores que 1, o que reflete o menor impacto do crescimento sobre a pobreza.

Assim como Marinho e Soares (2003), Oliveira e Lima (2005) investigam a validade da Hipótese de Bourguignon para os municípios brasileiros, através da estimação das

[61] Os autores calculam as elasticidades para três pontos no tempo: 1985,1992 e 1999.

elasticidades da renda média, da concentração de renda e das transferências governamentais em relação à pobreza. Os autores utilizam dados de proporção de pobres e Índice de Gini, do Atlas do Desenvolvimento Humano, linha de pobreza de R$75,50 e informações de repasses do Governo Federal aos Municípios da Secretária do Tesouro Nacional. A partir dos coeficientes obtidos por regressão quantílica, verifica-se que as elasticidades renda-pobreza se reduzem entre os anos censitários analisados, 1991 e 2000, sendo as maiores reduções referentes aos municípios com maior incidência de pobres. Já as elasticidades desigualdade-pobreza e transferência-pobreza crescem no mesmo período, o que torna estas variáveis de política mais eficientes na minoração da pobreza. O resultado de que as elasticidades renda-pobreza diminuem com o aumento da pobreza e que as elasticidades concentração-pobreza crescem pode ser interpretado como uma evidência à favor da Hipótese de Bourguignon, tendo os municípios mais pobres que crescer mais e reduzir muito a concentração de renda de modo a reduzir substancialmente o número de pobres.

A partir das evidências apresentadas, os autores levantam a hipótese de que, no caso brasileiro, o crescimento econômico não permite a inclusão dos pobres, pois é pouco eficiente na redução da pobreza, devido a sua grande capacidade de concentrar renda. Oliveira e Lima (2005) corroboram com o argumento apresentado acima de que é necessário reduzir a concentração de renda como estratégia imediata de combate à pobreza, pois as políticas de redistribuição de renda são mais eficientes. Ademais, os autores ressaltam a importância de não se generalizar as políticas de combate à pobreza devido a grande heterogeneidade dos municípios brasileiros e, possivelmente, das mesorregiões mineiras, o que reflete nas diferentes elasticidades calculadas.

A elasticidade da pobreza com relação à renda média e também ao Índice de Gini pode ser calculada sem a estimação por regressão paramétrica, como realizado por Marinho e Soares (2003) e Oliveira e Lima (2005). Hoffmann (2005) propõe uma metodologia alternativa, sendo uma vantagem do método sugerido a necessidade para o cálculo apenas dos valores de renda média e do Índice de Gini. O autor pressupõe que a distribuição da renda é Log-Normal e, então, calcula as elasticidades das medidas de pobreza em relação à renda média e em relação ao Índice de Gini diretamente, a partir dos parâmetros da distribuição do rendimento domiciliar *per capita*.

A elasticidade da proporção de pobres com relação à renda média tem valor absoluto maior quando a desigualdade é menor e a elasticidade da proporção de pobres com relação ao Índice de Gini é maior quando a razão renda média/ linha de pobreza é mais elevada. Portando, segundo o autor, se o objetivo for reduzir a pobreza, uma política econômica eficaz deve combinar crescimento econômico e redução de desigualdade, tal como assinalado por Barros e Mendonça (1997) e Barros *et al.* (2000a), entre outros. Assim como em Marinho e Soares (2003), o fato da elasticidade renda-pobreza ser inversamente proporcional à desigualdade reforça ainda mais a necessidade de se buscar políticas redistributivas no país e de se avaliar, pormenorizadamente, o impacto da desigualdade no crescimento, no curto e longo prazos. Como adverte Hoffmann (2005, pp.263), "o caminho baseado apenas em crescimento da renda média (...) só é recomendável se for possível mostrar que a dificuldade político-econômica de reduzir a desigualdade for infinitamente mais elevada que a dificuldade de aumentar a renda média."

As elasticidades das medidas de pobreza com relação à renda média e ao Índice de Gini são calculadas para o Brasil, as grandes regiões e Unidades da Federação, com dados da PNAD`s de 1999, 2001 e 2002. As elasticidades da proporção de pobres com relação à renda média, considerando o rendimento domiciliar *per capita*, podem ser comparadas com as obtidas por Marinho e Soares (2003), para o ano de 1999. Segundo as estimativas de Hoffmann (2005), esta elasticidade é sempre negativa e de valor absoluto menor que um para o Brasil (-0,84) e a grande maioria das Unidades da Federação.

Embora as elasticidades renda-pobreza calculadas por Marinho e Soares (2003) apresentem valores absolutos maiores, com valor maior que um para a maioria dos estados, excetuando-se os estados da Região Nordeste, as duas estimativas apresentam padrão de variação muito semelhante entre os estados, sendo menores, em valor absoluto, as elasticidades dos estados com menor renda média. A diferença sistemática entre as estimativas se deve à diferença de método de estimação utilizado e a distorções da curva de rendimento domiciliar *per capita* em torno do salário mínimo.

A elasticidade da proporção de pobres com relação ao Índice de Gini é de 1,81, para no ano de 1999, significando que uma redução de 1% no Índice de Gini leva a uma redução de 1,81% na proporção de pobres. As estimativas das elasticidades para os demais anos, 2001 e 2002, revela pequeno padrão de variação nas elasticidades, decorrente da relativa

estabilidade das rendas médias reais e do grau de desigualdade nos estados, com os estados do Nordeste, apresentando valores absolutos baixos para as duas elasticidades, renda-pobreza e desigualdade-pobreza e São Paulo, com rendas elevadas e concentração de renda relativamente menor, apresentando os valores absolutos mais altos para as mesmas elasticidades[62].

A investigação da qualidade do crescimento econômico brasileiro, na abordagem de crescimento pró-pobre, é objetivo de Tochetto *et al.* (2004). Os autores calculam as elasticidades da pobreza em relação ao crescimento para os diferentes estados brasileiros[63], tal como em Ravallion e Datt (2002)[64], partindo da hipótese de que uma mesma taxa de crescimento pode impactar de maneira distinta a pobreza nos estados ou regiões, devido aos seus diferentes contextos (primeira definição de crescimento pró-pobre, apresentada no capítulo anterior). Para complementar o entendimento na natureza deste crescimento, estima-se a Curva de Crescimento-Pobreza de Son (2004)[65], para as décadas de 1980 e 1990-segunda definição de crescimento pró-pobre. Utilizam-se dados de renda por *decil*, linhas de pobreza, dados sobre PIB e renda *per capita* dos setores agrícola e não-agrícola do IPEADATA, para o período 1981 a 2002. Além de dados de educação, como *proxy* para gasto governamental, do Ministério da Educação (MEC) e estimativas de inflação nas 10 principais regiões metropolitanas de Menezes e Azzoni (1999)[66], para o período 1985-1999, exceto 1991 e 1994.

Para o cálculo das elasticidades estaduais, estima-se um painel de efeitos aleatórios com as variáveis acima linearizadas. Nota-se uma enorme heterogeneidade das elasticidades calculadas, tal como em Oliveira e Lima (2005). Somente para o Ceará e o Distrito Federal as elasticidades são negativas, indicando que o crescimento econômico teria sido pró-pobre no período 1985-1999. Este resultado se opõe às estimativas de Marinho e Soares (2003) e

---

[62] As elasticidades calculadas com o índice de pobreza de Sen, $P_1$ e $P_2$ apresentam padrão semelhante à calculada utilizando a proporção de pobres.

[63] Para Bahia, Ceará, Distrito Federal, Minas Gerais, Pará, Paraná, Pernambuco, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e São Paulo.

[64] RAVALLION, Martin; DATT, Gaurav. Why has economic growth been more Pro-poor in some states of India than others? **Journal of Development Economics** 68(2), pp.381-400, 2002. *Apud:* Tochetto *et al.* (2004).

[65] SON, Hyun Hwa. A note on pro-poor growth. **Economic Letters** 82, pp. 304-307, 2004. *Apud:* Tochetto *et al.* (2004).

[66] MENEZES, Tatiane; AZZONI, Carlos. Convergência de renda real e nominal entre as regiões metropolitanas brasileiras: uma análise de dados de painel. **Mimeo**, 1999. *Apud:* Tochetto *et al.* (2004).

Hoffmann (2005) nos quais as elasticidades renda são sempre negativas, embora variando em grande monta entre os estados, de acordo com a renda média e grau de desigualdade.

Para Minas Gerais, a elasticidade crescimento-pobreza de Tochetto *et al.* (2004) é positiva (1,3393), assim como para os demais estados, o que indica um crescimento empobrecedor (*immiserizing growth*). Como apontam os autores, uma possível explicação para este padrão diverso seria a variabilidade do comportamento da renda *per capita* dos estados, em face aos altos níveis de desigualdade intra-estaduais e, por isso, seria interessante identificar a relação entre o crescimento da renda média e o comportamento dos *decis* de renda, ou seja, passar a investigar em que medida os pobres (agora definidos como os que se encontram nos três primeiros *decis*- pobreza relativa) se beneficiam proporcionalmente mais que os não-pobres do crescimento- segunda definição de crescimento pró-pobre.

A Curva de Crescimento-Pobreza de Son (2004) mostra o grau no qual o crescimento econômico é pró-pobre ou empobrecedor, nesta segunda definição. Em termos gerais, tem-se um quadro de crescimento pró-pobre para todos os estados, durante a década de 1990. Já na década de 1980, o crescimento econômico beneficiou mais os ricos, com exceção dos anos 1984 e 1986 que apresentaram crescimento pró-pobre. Detendo-se nos anos em que se verifica crescimento pró-pobre, nesta definição, uma análise pontual revela que em 1984 têm-se 15 dos 26 estados experimentando redução de pobreza em função do crescimento com redistribuição, ficando de fora os estados do Norte, Nordeste e Centro-Oeste, além do Rio de Janeiro. Em 1986, ano do Plano Cruzado, este número chega a 17, decorrente da momentânea estabilização monetária, congelamento de preços e abono salarial, como discutido anteriormente. Na década de 1990, os anos 1998 e 2002 se destacam com 15 e 22 estados, respectivamente.

Manso *et al.* (2006) também examinam a dinâmica do crescimento econômico brasileiro e seus impactos sobre os pobres das regiões brasileiras e, em especial, nos estados do Nordeste, no período 1995-2001, com exceção do ano censitário de 2000. Os autores partem da concepção de que a desigualdade da distribuição pessoal da renda no Brasil tem um forte componente regional e é um dos principais problemas socioeconômicos brasileiros, o que se traduz no fato do Nordeste reunir 28% da população brasileira e

concentrar 49% dos pobres e 55% dos indigentes do país[67]. Seguindo Kraay (2004), decompõe-se a pobreza no intuito de isolar o efeito do crescimento econômico e da desigualdade de renda sobre a pobreza. Utiliza-se como medida de bem-estar a renda familiar *per capita* deflacionada, calculada a partir das PNAD`s, e linhas de indigência[68] do IPEADATA.

A decomposição das fontes de crescimento pró-pobre indica que, no período analisado-1995-2001, a proporção de pobres se reduziu em todas as regiões, com exceção do Norte onde a pobreza aumentou, sendo mais expressivas as quedas nas regiões Sul (-23,1%) e Centro-Oeste (-19,23%). A redução da pobreza no Nordeste foi em menor proporção (-5,7%) sendo desigualmente distribuída entre os estados. Em todas as regiões, o componente crescimento é a principal fonte de redução na pobreza e, decompondo-se este componente, a renda média revela-se como elemento mais importante, para o país como um todo (76,10%), como para as regiões Centro-Oeste (60,2%), Sudeste (46,4%) e Nordeste (45,5%). Assim, considerando a primeira definição de crescimento pró-pobre e a medida proporção de pobres, pode-se dizer que o Nordeste foi a região que apresentou o crescimento menos pró-pobre. No Norte, a piora na proporção de pobres tem como componente dominante a renda média (43%) e, no Sul, a sensibilidade da pobreza em relação ao aumento da renda média é responsável por 43,50% da variação da pobreza. Seguindo a tendência regional, somente em Alagoas e Piauí o crescimento da renda média não é o fator mais importante para a redução da pobreza, tendo este componente um impacto mais expressivo no Rio Grande do Norte (73,8%) e Ceará (66,2%) (Manso *et al.,* 2006).

Mas, quando é utilizada como medida um índice sensível à intensidade da pobreza como o hiato de pobreza, percebe-se uma reversão favorável ao Nordeste que passa a ser a região com maior crescimento pró-pobre, ou seja, a partir da utilização de medidas de pobreza que captam mais adequadamente a extrema pobreza evidencia-se que o crescimento econômico tem sido o principal instrumento de combate à pobreza nesta região, que ainda

[67] Considerando indigente o individuo com renda familiar *per capita* inferior a 25% do salário mínimo de 2000 e pobre o indivíduo com renda familiar *per capita* inferior a 50% do salário mínimo.
[68] A linha de pobreza foi considerada como o dobro da linha de indigência do IPEADATA que é baseada na cesta mínima de alimentos necessária à sobrevivência.

a apresenta a maior incidência de pobreza do Brasil. Dentre os estados do Nordeste, os resultados mais expressivos são os do Sergipe, Piauí e Ceará[69].

Assim, embora partindo da noção de crescimento pró-pobre menos restritiva, que define como tal os episódios de crescimento que reduzem a pobreza, e confirmando empiricamente, com medidas de pobreza mais sensíveis à intensidade da pobreza, que a região Nordeste apresentou crescimento pró-pobre, Manso *et al.* (2006) se aproximam da segunda definição do termo. Ao ponderar a constatação de que a redução da pobreza no Nordeste é decorrente do aumento da renda média, os autores afirmam que se a política de combate à pobreza aliasse o crescimento da renda média a políticas redistributivas as desigualdades regionais se reduziriam mais rapidamente.

Empregando apenas a proporção de pobres como medida de pobreza absoluta e considerando o período 1991-2000, Silveira Neto (2005) encontram evidências de que o crescimento econômico foi muito mais benéfico aos mais pobres nas outras regiões do país do que no Nordeste, ao contrário de Manso *et al.* (2006). O autor utiliza dados para as microrregiões brasileiras dos Censos Demográficos de 1991 e 2000 e linhas de pobreza e indigência de R$75,50 e R$37,75. Calcula-se a elasticidade crescimento-pobreza e a curva de crescimento-pobreza de Son (2004), tal como em Tochetto *et al.* (2004), para a renda domiciliar *per capita*.

A estimação das elasticidades crescimento-pobreza para as regiões revela que no Nordeste o crescimento econômico teve menor impacto na redução percentual de pobres do que nas demais regiões, podendo ser um indicativo de que os ganhos de renda dos pobres não foram suficientes para que estes ultrapassassem as linhas consideradas. Sendo duas as possíveis explicações, como aponta o autor. A primeira seria a grande intensidade da pobreza dos pobres nordestinos, o que não é captado pelo índice proporção de pobres empregado no trabalho. A segunda seria o menor crescimento relativo da renda dos mais pobres com relação ao crescimento da renda média da região, o que sugere investigar a segunda noção de crescimento pró-pobre.

---

[69] São utilizadas, além de $P_0$ e $P_2$, as medidas de pobreza: $P_1$, Índice de Watts e Índice de Sen. Com exceção de $P_0$, para as demais medidas as políticas que impulsionam o crescimento da renda têm sido mais pró-pobres no Nordeste do que no resto do país.

Assim, a estimação da Curva de Crescimento-Pobreza de Son (2004) para os 9 estados nordestinos mostra que nenhum estado apresentou crescimento pró-pobre no sentido de Kakwani e Pernia (2000). Para Maranhão, Alagoas e Sergipe o crescimento foi não pró-pobre (acompanhado de piora na distribuição de renda) e para os demais estados os resultados são inconclusivos. Este resultado não corrobora, portanto, com os de Tochetto *et al.* (2004), também para a década de 1990, que ao estimarem a Curva de Son encontram crescimento pró-pobre para todos os estados brasileiros. Quando se estima as mesmas curvas para as microrregiões nordestinas percebe-se que em apenas 11 das 188 microrregiões experimentou-se crescimento pró-pobre. Destas 11, apenas uma microrregião (Mossoró-RN) se localiza no litoral, o que pode refletir uma maior dificuldade de se reduzir a pobreza nos grandes centros, além da necessidade de se explorar as atividades locais (Silveira Neto, 2005). A estimação para as demais regiões do país confirma o diagnóstico desfavorável ao Nordeste obtido com as elasticidades pobreza-crescimento, pois esta região foi a que apresentou a menor porcentagem de casos de crescimento pró-pobre em microrregiões.

Este resultado confirma a hipótese levantada pelo autor acerca da relativa menor capacidade do Nordeste de reduzir a proporção de pobres para uma determinada taxa de crescimento, que é justificada pela investigação da natureza desta menor "qualidade" do crescimento, associada a elevados níveis de desigualdade na posse de ativos produtivos como capital humano e posse de terras.

Salvato *et al.* (2007) também investigam a relação crescimento-pobreza-desigualdade, na década de 1990, a partir de informações dos Censos Demográficos de 1991 e 2000, para municípios e em diferentes níveis de agregação. Estima-se a elasticidade renda-pobreza, controlando-se outros fatores como a densidade demográfica, distância à capital, taxa de urbanização. A maior elasticidade estimada, em valor absoluto, foi para a região Sudeste (-1,15) e, entre os estados, para São Paulo (-1,60). A estimação com termo de interação não linear entre renda e desigualdade mostra uma relação negativa entre o módulo da elasticidade e a desigualdade inicial, o que corrobora a Hipótese de Bourguignon. Ademais, verifica-se uma correlação negativa entre a elasticidade redistribuição e o Gini inicial e uma correlação positiva entre o módulo das elasticidades da pobreza em relação ao crescimento e a redistribuição.

A estimação da Curva de Crescimento-Pobreza de Son revela ausência de crescimento pró-pobre no Brasil e nas regiões. Entre os estados, o crescimento apresentou-se pró-pobre apenas para Roraima e entre as mesorregiões mineiras, apenas no Oeste de Minas os pobres se beneficiaram proporcionalmente mais que os não-pobres do crescimento da renda, na década de 1990. Estes resultados se antepõem aos de Tochetto *et al.* (2004) que apontam crescimento pró-pobre para todos os estados brasileiros no mesmo período.

A investigação da relação entre crescimento econômico e pobreza nos municípios e macrorregiões mineiras, do ponto de vista qualitativo, é objetivo de Resende (2006), que replica os exercícios realizados por Silveira-Neto (2005), a partir de informações dos Censos Demográficos de 1991 e 2000. A estimação das elasticidades pobreza-crescimento, sem considerar as diferenças intra-estaduais, mostram que 1% de crescimento da renda domiciliar *per capita*, entre 1991 e 2000, está associado a uma redução de 1,77% no percentual de indigentes (indivíduos com renda domiciliar *per capita* inferior a ¼ salário mínimo de 2000, R$ 37,75) e de 0,66% no de pobres (com renda domiciliar *per capita* inferior a ½ salário mínimo de 2000, R$ 75,50).

Tochetto *et al.* (2004), ao contrário de Resende (2006), encontram uma elasticidade pobreza-crescimento positiva e significativa para Minas Gerais. Quando se permite que o intercepto e as elasticidades possam variar entre as dez macrorregiões do estado, as elasticidades estimadas para os indigentes são negativas e significativas, com exceção da macrorregião do Triângulo Mineiro. A menor elasticidade refere-se à Zona da Mata (-0,4%) e a maior à Macrorregião Sul (-1,786%). Jequitinhonha/Mucuri e Norte apresentam elasticidades baixas, respectivamente -0,667% e -0,676%, quando comparadas com o Sul de Minas. No que concerne à pobreza, todas as elasticidades são significativas e apresentam os valores mais altos para as macrorregiões ricas, Alto Paranaíba (-1,080%) e Sul de Minas (-0,953%).

Percebe-se que, no geral, as elasticidades da pobreza e da indigência em relação ao crescimento são mais baixas para as macrorregiões mais pobres do estado e as elasticidades pobreza-crescimento são de menores magnitudes em comparação com as estimações para a linha de indigência. Estes resultados alinham-se com os de Silveira Neto (2005) que também encontram elasticidades menores para a Região Nordeste, em comparação com o resto do país e também com os de Manso *et al.* (2006), pois as

elasticidades estimadas são maiores para a extrema pobreza, pois os ganhos de renda precisam ser menores para se retirar um indivíduo da indigência.

Antes de verificar se o crescimento foi pró-pobre em Minas Gerais na segunda definição, em que a redução da pobreza deve ser acompanhada pela redução da desigualdade relativa, Resende (2006) testa a Hipótese de Bourguignon, tal como sugerido por Ravallion (1997). Estima-se a elasticidade pobreza-crescimento a partir da taxa de crescimento da renda média corrigida pela desigualdade. Os resultados sugerem um importante condicionante da desigualdade de renda sobre a relação entre crescimento e redução da pobreza. Quanto menor a desigualdade de renda, maior é o impacto do crescimento econômico sobre a redução da pobreza. Tal constatação reforça a necessidade de se levar em conta a enorme desigualdade de renda do estado quando se avalia o comportamento da pobreza, tal como sugerido anteriormente na discussão do *trade-off* "equidade-eficiência" e também como incorporado na segunda noção de crescimento pró-pobre.

Enfim, estima-se a Curva de Crescimento-Pobreza de Son (2004) para os municípios e macrorregiões de Minas Gerais, de modo a investigar se o crescimento da renda domiciliar *per capita* dos mais pobres cresce mais rápido que a renda *per capita* média de toda a população. Nenhuma macrorregião apresentou crescimento pró-pobre no sentido de Son (2004), com as macrorregiões Central, Noroeste de Minas, Rio Doce, Sul de Minas e Triângulo Mineiro incorrendo em crescimento não pró-pobre, ou seja, o crescimento que reduz a pobreza, mas é acompanhado de aumento da desigualdade. Na definição mais ampla, primeira definição do termo, contudo, se verificaria crescimento pró-pobre. As demais macrorregiões apresentaram resultados inconclusivos.

No entanto, quando se traça as Curvas de Son (2004) para os municípios têm-se casos de crescimento pró-pobre em 23,8% dos casos, sendo em 4,1% dos casos o crescimento empobrecedor, em 25,3% não pró-pobre e em 46,8% inconclusivos. Dentre as macrorregiões, a Alto Paranaíba e Centro-Oeste de Minas foram as que apresentaram as maiores porcentagens de municípios com crescimento pró-pobre, cerca de 48% dos municípios. A região Norte, em contraste, apresentou apenas 1 município com crescimento pró-pobre e também a maior porcentagem de municípios com crescimento empobrecedor (22,5% dos municípios desta região), no qual o crescimento econômico positivo aumentou a pobreza. Portanto, verifica-se a existência de diferentes padrões de crescimento em

Minas Gerais, com as macrorregiões Norte de Minas e Jequitinhonha/Mucuri apresentando padrões semelhantes a da Região Nordeste do Brasil, com menores elasticidades pobreza-crescimento e pior qualidade do crescimento (Silveira Neto, 2005).

Da revisão da literatura brasileira de elasticidade renda (crescimento)-pobreza e desigualdade-pobreza bem como da literatura correlata de crescimento pró-pobre conclui-se que o processo recente de crescimento brasileiro, das décadas de 1980 e 1990, acompanhado pelo aumento da desigualdade de renda, beneficiou de maneira desigual os pobres nas diversas regiões. As regiões com maiores rendas médias apresentam maior elasticidade renda-pobreza e, por isso, o impacto do crescimento econômico sobre a pobreza é maior do que nas regiões Norte e Nordeste, que apresentam rendas médias baixas. Em tais estados, a redução da pobreza faz-se necessária através de programas de transferência de renda, tal como o Programa Bolsa Família do Governo Federal para aumentar a efetividade do crescimento em reduzir a pobreza, via processo inicial de redistribuição de renda, dado que se verifica a validade da Hipótese de Bourguignon para os estados brasileiros e macrorregiões mineiras.

# CAPÍTULO 3: Aspectos metodológicos: da proposição teórica ao empiricismo

Este capítulo apresenta e discute a metodologia empregada na dissertação de modo a investigar as inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento em Minas Gerais, em específico, como a pobreza reage aos dois últimos. Na primeira seção descreve-se a base de dados e a construção das variáveis utilizadas. Como a pobreza aqui investigada limita-se à insuficiência de renda, na seção 3.2, discute-se as linhas de pobreza, absoluta e relativas, utilizadas na definição de quem é ou não pobre. Definido quem são os pobres, nas duas seções subseqüentes, 3.3 e 3.4, discute-se as medidas de pobreza e desigualdade empregadas, suas deficiências e complementaridades. Na seção 3.5, aborda-se as técnicas de decomposição temporal e seccional. O capítulo finda com a seção 3.6, que trata da construção do índice de crescimento pró-pobre.

## 3.1-Os Censos Demográficos e a Renda Domiciliar *per capita*

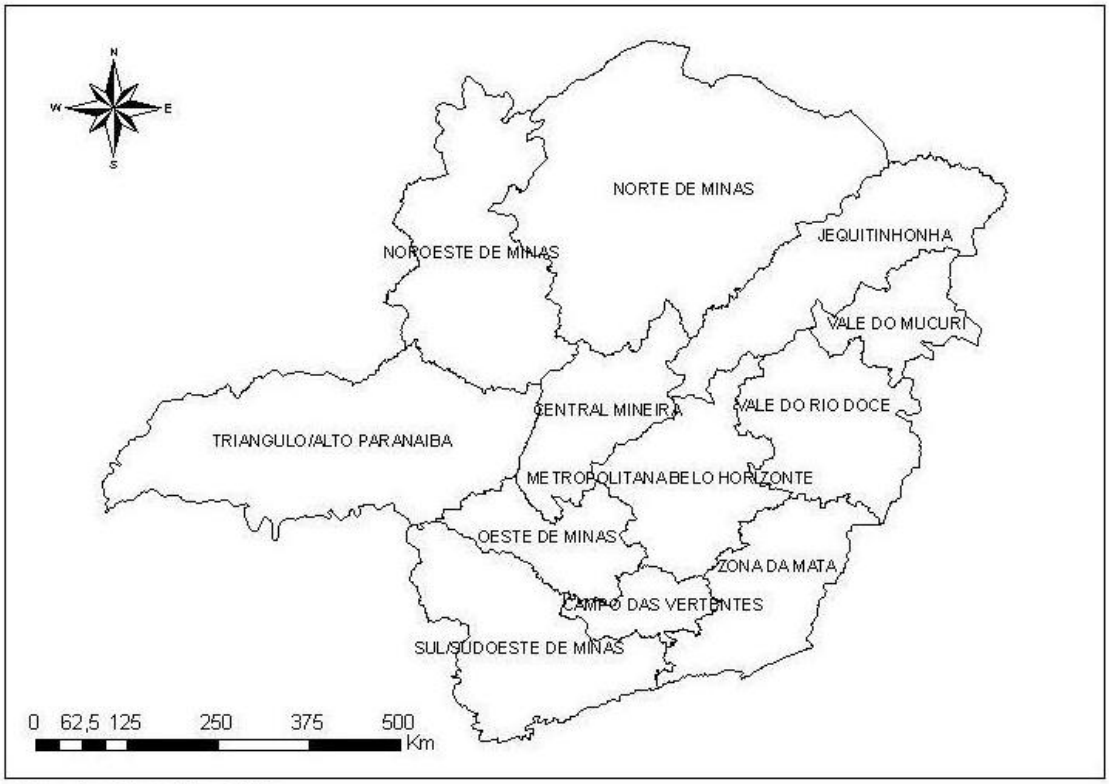
De modo a investigar o comportamento intra-estadual da pobreza em Minas Gerais utiliza-se como fonte de dados primários os Censos Demográficos Brasileiros, realizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A construção do banco de dados a partir dos Censos de 1970, 1980, 1991 e 2000 disponibiliza um horizonte temporal de análise de 30 anos, além das informações serem representativas em nível mesorregional, ao contrário da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), base de dados também bastante utilizada nos estudos de distribuição de renda e pobreza (Simão, 2004). Assim, é possível observar o comportamento da pobreza em face de diferentes cenários macroeconômicos nacionais e regionais como o milagre econômico, a hiperinflação da década de 1980 e início dos 1990 e o período pós-estabilização, bem como ao processo de desenvolvimento da estrutura produtiva mineira nestas últimas décadas, que se beneficia do processo de desconcentração industrial brasileiro.

Todavia, a agregação das informações dos quatro últimos censos em uma base única desagregada em 12 mesorregiões, nossas unidades básicas de análise, só se torna viável a partir da compatibilização da malha municipal mineira dos quatro censos, definindo-se unidades territoriais básicas. Esta compatibilização foi feita por Chein (2006) e é aqui

empregada. Em linhas gerais, recria-se a malha municipal de 1970, a partir dos municípios existentes em 2000, através da identificação dos municípios que deram origem aos de 2000, assim como da identificação dos municípios polarizadores, nos quais os municípios criados a partir de 1970 devem ser reincorporados, no caso de municípios originários de origens diversas. Para uma explicação pormenorizada da compatibilização aqui utilizada ver Chein (2006).

A partir da compatibilização da malha municipal de Minas Gerais, agregou-se as unidades territoriais básicas geradas dos 4 anos nas 12 mesorregiões prevalecentes à época do último censo, do ano de 2000. Esta divisão mesorregional é feita pelo IBGE e segue critérios de base natural, produtiva e de integração (Simão, 2004). A opção pela agregação segundo o critério atual de divisão territorial do estado se deve à factibilidade de se avaliar como se comporta a pobreza nas mesorregiões hoje conformadas, ao longo dos 30 anos em estudo. A FIG. 3.1 apresenta as mesorregiões:

**FIGURA 3.1-Divisão Política Mesorregional**




Fonte: Censo Demográfico de 2000.

Como nosso objeto de estudo é investigar a evolução da pobreza em Minas Gerais, a variável básica de análise é a renda domiciliar *per capita* (*rdpc*), pois se considera que

moradores do domicílio socializam a renda total, composta pela renda de todos os indivíduos co-residentes. Assim, ao se analisar a renda individual podemos caracterizar erroneamente o nível de vida. Como afirma Hoffmann (1998), não há sentido em considerar como pobres todas as pessoas com menos de 10 anos ou mais sem rendimentos, pois estas podem pertencer a famílias dos mais variados níveis de renda.

Desse modo, a renda domiciliar *per capita* foi construída a partir das várias fontes de rendimentos recebidas pelos indivíduos pertencentes aos domicílios particulares permanentes[70]. Todavia, o escopo conceitual das informações de renda difere em grande monta entre os censos e vêm se ampliando desde o primeiro inquérito, no Censo de 1960.

No Censo de 1970, a investigação de renda se resumia a apenas um item compreensivo: rendimento médio mensal. A partir da necessidade de se avaliar programas governamentais de transferências de recursos e, sobretudo, do debate acerca da distribuição de renda, nos anos 70, a coleta de informações de renda passou por um grande aprimoramento conceitual, com a discriminação das fontes de renda em 7 quesitos. Com isso, captam-se, além dos rendimentos do trabalho principal, os rendimentos dos demais trabalhos, aposentadorias, pensões, transferências governamentais, aluguéis, doações (em dinheiro e espécie) e outros rendimentos ocasionais. Contudo, no Censo de 1991, os quesitos de renda se reduziram para apenas 4, sendo 2 para captar rendimentos do trabalho, outro para aposentadorias e um quarto que compreende os demais rendimentos. Já no Censo de 2000, os quesitos de renda se ampliaram novamente compreendendo: trabalho principal; demais trabalhos; aposentadorias e pensões; aluguel; pensão alimentícia, mesada, doação; renda mínima, bolsa escola, seguro desemprego e outros rendimentos (Jannuzzi, 2003).

Assim, o rendimento domiciliar *per capita* ($rdpc$) foi obtido pelo somatório de todos os quesitos de renda individual disponíveis em cada Censo e posterior divisão pelo número de pessoas residentes no domicílio particular permanente e é expressa em valor nominal do mês de referência das pesquisas, que é Setembro para os Censos de 1970 a 1991 e Agosto para o último censo[71] [72]. Para que seja possível a comparação intertemporal, deflacionou-se

[70] Foram excluídos da amostra os demais tipos de domicílios que variam entre os censos, mas são basicamente os coletivos e os improvisados. Tal exclusão se deve à falta de informação sobre as características dos moradores destes domicílios, até mesmo renda, nossa variável básica de análise.

[71] Investigou-se a existência de informações não declaradas nas variáveis de renda que compõem a renda domiciliar *per capita* dos 4 censos. Para o Censo de 1970, 40,71% das observações de rendimento médio

as rendas domiciliares dos censos de 1970, 1980 e 1991 com o deflator para rendimentos dos Censos Demográficos sugerido por Corseuil e Foguel (2002).

Mesmo apresentando vantagens com relação à renda individual total, renda do trabalho ou renda domiciliar total no que concerne à avaliação do bem-estar, o cálculo da *rdpc* não leva em conta as diferenças de necessidades para crianças em relação aos adultos e as economias de escala no custo doméstico, ***i.e***., os custos marginais decrescentes com o aumento do número de moradores (Expert, 2006). E, por isso, não permite medir com precisão qual a situação relativa em termos de bem-estar de famílias com composições demográficas diferentes, pois o mesmo nível de renda *per capita* não gera o mesmo nível de bem-estar para famílias de diferentes tamanhos, mesmo sendo estas famílias classificadas como pobres ou indigentes por apresentarem a mesma *rdpc* (Guimarães *et al.*, 2006).

Deste modo, a solução seria, como coloca Hoffmann (1998, pp.210), "(...) transformar o número de pessoas de cada família em um número de adultos-equivalentes, levando em consideração as diferenças de necessidades conforme a idade e as economias de escala no custo do consumo doméstico".

Entretanto, como o ideal muitas vezes não se traduz perfeitamente no campo da *práxis*, não há como observar exatamente a variação das necessidades de acordo com o tamanho da família e, por isso, são vários os métodos que tentam fazer essa transformação adulto-equivalente. Para o caso brasileiro, tem-se, por exemplo, o trabalho de Rocha (1998b) que, ao determinar as linhas de pobreza e indigência do Ceará e de Fortaleza, a partir da PNAD

---

mensal (que é a média dos rendimentos de todas as fontes e único quesito de renda deste censo) são classificadas como *missing* na base de dados original. Entretanto, deste 40,71% apenas 6,38% são referentes a pessoas ocupadas, ou seja, que declararam estarem empregadas e trabalhando um número positivo de horas. Os 34,33% restantes de observações não declaradas provém dos desocupados, e das pessoas não economicamente ativas, enquadradas nos seguintes quesitos de situação do emprego: afazeres domésticos, estudante, doente/inválido, detento e sem ocupação. A partir da suposição de que os doentes e inválidos têm rendimento zero, imputamos apenas as rendas dos ocupados (6,38%), pois possivelmente estas pessoas têm rendimento positivo, mas não declararam. O percentual restante de *missing* foi considerado zero no cálculo do rendimento domiciliar *per capita*. Para os Censos de 1980 e 1991, as informações de renda não declaradas são desprezíveis (menos de 1% para todos os quesitos de renda) e por isso, foram descartadas da amostra e o Censo de 2000, não contém *missing* nos 7 quesitos de renda pois a imputação já foi feita pelo próprio IBGE.

[72] O método utilizado para imputação da renda sem declaração, dos ocupados em 1970, consiste na geração de uma semente aleatória a partir da qual é imputada aleatoriamente as informações *missing* com rendas do grupo de pessoas ocupadas em cada mesorregião. Este método preserva a média de renda original de cada grupo e foi feita através do *ado imput_value* do Stata 9.

de 1996, considera as diferentes composições familiares (idade-sexo) de modo a não sobre-representar o consumo das crianças e assim, classificar erroneamente as famílias como pobres ou extremamente pobres.

Castro e Belluzzo (2006) também investigam o peso do consumo infantil no familiar, estimando a influência das crianças na alocação intra-familiar de bens, insumo básico na definição de escalas de equivalência. Os autores utilizam a Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) 2002-2003 e, a partir do procedimento proposto por Gronau (1991)[73], concluem, em linhas gerais, que a presença de crianças na família está associada a uma queda de 9% na propensão marginal a consumir dos pais em bens considerados de adultos. Outro trabalho recente nesta linha é o de Guimarães e Belluzzo (2006) que, também a partir da POF 2002-2003 e da modificação do Modelo de Barten, de Deaton e Paxson (1998)[74], estimam as economias de escala do custo familiar, embora se atendo ao consumo de alimentos, apenas.

Apesar das evidências empíricas acima apresentadas, identificar empiricamente as escalas de equivalência apresenta grandes dificuldades, que decorrem da impossibilidade de se isolar os efeitos sobre a demanda decorrente da variação do tamanho da família, das alterações de consumo referentes a mudanças nos hábitos e preferências. Assim sendo, são várias as suposições e hipóteses forçosas necessárias à factibilidade da estimação de tais escalas, sendo as escalas correntemente utilizadas mais um produto de consenso do que uma representação acurada das economias de escala (Deaton, 1997[75]; Expert, 2006).

Assim, a despeito das propostas de escala de equivalência acima apresentadas, optamos, no presente trabalho, por utilizar uma escala proposta pela Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) que consiste apenas em ponderar o primeiro adulto do domicílio com peso 1, os demais com peso 0,7 e as crianças (com idade inferior a 16 anos) com peso 0,5. A partir da soma ponderada dos moradores, calcula-se a renda domiciliar *per capita* equivalente ($rdpc_ocde$).Tal escala também foi utilizada por

[73] GRONAU, R. The Intrafamily Allocation of Goods-How to separate the Adult from the Child. **Journal of Labor Economics** 9(3), 201-235, 1991. *Apud:* Castro e Belluzzo (2006).
[74] DEATON, A. S., PAXTON, C. Economies of scale, household size, and the demand if food. **The Journal of Political Economy** 106(5), pp. 897-830, 1986. *Apud:* Guimarães e Belluzzo (2006).
[75] DEATON, A. S. The Analysis of household surveys: A microeconometric approach to development policy. Baltimore: John Hopkins University Press, 1997. *Apud:* Guimarães e Belluzzo (2006).

Machado *et al.* (2007) e Ribas (2005). Deste modo, corrige-se a *rdpc* por uma escala de equivalência, embora não se incorpore diretamente as economias de escala no custo familiar. Esta escala se assemelha à utilizada por Baye (2004), que pondera com peso 0,5 as pessoas com idade inferior a 15 anos. Kolenikov e Shorrocks (2005) utilizam uma escala diferente, com pesos de 0,9 e 0,6 para, respectivamente, crianças e idosos.

Mesmo utilizando escalas de equivalência, as variáveis de renda utilizadas (*rdpc* e *rdpc_ocde*) ainda apresentam fragilidades como indicadores de bem-estar. Ressalta-se que os quesitos de renda dos censos, pelo menos a partir do Censo de 1980, incorporam os bens recebidos em espécie, mas não computam como rendimento o valor da produção para auto-consumo, que é parte importante da renda real dos pequenos agricultores. Assim, podemos estar subestimando as rendas *per capita* nas mesorregiões mais pobres e com menor grau de urbanização de Minas Gerais.

Outras fontes de subestimação são a não incorporação do aluguel implícito da casa própria[76] e a sub-declaração de rendas altas. As pessoas pertencentes aos estratos mais elevados tendem a subestimar as suas rendas (principalmente as não derivadas do trabalho principal, como as de juros e dividendos), seja por constrangimento social (para não demonstrarem serem mais ricas que as demais do mesmo convívio social) ou com receio de pagar elevados impostos. Além de uma série de benefícios em "espécie" como moradia e transporte, certamente não computados no cálculo da renda mensal.

Portanto, o percentual de sub-declaração dos rendimentos tende a ser tanto maior quanto maior for o valor dos rendimentos auferidos pela pessoa, ou seja, a despeito da não consideração da produção para auto-consumo, as rendas monetárias derivadas dos Censos tendem a refletir mais adequadamente a renda da população pobre e a subestimar a renda dos ricos e, como conseqüência, a desigualdade de renda. As medidas de dispersão e desigualdade também são afetadas pela elevada inflação dos anos 1980 e 1990 que gera erros de declaração de rendimentos, devido à grande instabilidade dos valores nominais e à redução do poder aquisitivo (Barros *et al.*, 2005; Hoffmann, 1998; Lluch, 1982).

[76] Vinhais e Souza (2006), ao estimarem linhas de pobreza híbridas para o Brasil e regiões, estimam os alugueis implícitos para os anos de 1991 e 2000, através de equações hedônicas.

Mesmo incorrendo em uma série de erros de mensuração na variável de renda, a partir das duas mensurações de renda domiciliar *per capita* ( $rdpc$ e $rdpc_ocde$ ) são calculadas as medidas de pobreza e desigualdade, os exercícios de decomposição posteriores, seccionais e temporais e o índice de crescimento pró-pobre. Contudo, a análise dos resultados deve levar em conta essas fragilidades na mensuração da renda, a partir dos Censos Demográficos.

### 3.2-Linhas de pobreza relativas e absoluta

No enfoque de pobreza monetária, a família ou indivíduo é considerado pobre se sua renda for menor ou igual a uma estipulada linha de pobreza ( $z$ ). Ainda nesta abordagem unidimensional, a definição da linha de pobreza ( $z$ ), crucial no cálculo das medidas de pobreza discutidas adiante, pode ser fixada de maneira absoluta ou relativa[77]. Isto é, a linha de pobreza absoluta corresponde a um patamar mínimo de renda necessário à satisfação das necessidades básicas dos seres humanos, sendo independente da renda média ou mediana das unidades de análise, ao passo que essa não autonomia é o cerne do conceito de linha de pobreza relativa, decorrente da própria noção de pobreza monetária relativa.

A adoção de qualquer um dos dois tipos de linha é de certa forma arbitrária, sendo várias as justificativas e abordagens para o cálculo desta linha divisória entre os "considerados" pobres e os não pobres. Como bem pontua Hoffmann (1998, pp.217):

> (...) a ausência de um critério claro para estabelecer a linha de pobreza, fazendo [faz] com que a escolha desse valor tenha muito de arbitrário. Pode-se afirmar que a linha de pobreza é o nível de renda que permite à pessoa ter uma vida digna. Entretanto, isso apenas transfere o problema para a definição do que é "necessário" para uma vida digna.

Utiliza-se como critério de fixação da linha de pobreza absoluta a renda mínima suficiente para adquirir uma cesta de bens básicos necessários à sobrevivência, sendo esta cesta mínima, em algumas propostas como em Ferreira *et al.* (2006), Appleton (2003), Rocha e Ellwanger (1993) e Silveira *et al.* (2006) regionalizada, respeitando-se as diferenças de hábitos alimentares e preferências, bem como de custo de vida entre as regiões de um país ou do mundo. Esta cesta ainda pode ser observada ou fixada com base no que se considera

[77] Há ainda uma terceira perspectiva na fixação de linhas de pobreza monetárias, a linha de pobreza subjetiva. Grosso modo, os indivíduos eles próprios determinam o valor monetário necessário à satisfação das necessidades básicas. Sobre linhas de pobreza subjetivas, ver Expert (2006).

ideal. No caso da pobreza, esta seria composta por bens alimentares e não alimentares e, no caso da extrema pobreza, apenas pelo mínimo de alimentos vitais à sobrevivência, ou seja, ao atendimento das necessidades nutricionais (Rocha e Ellwanger, 1993).

A utilização deste tipo de linha de pobreza absoluta ( $z$ ), a partir das cestas básicas de consumo regionalizadas, em comparação com uma única linha nacional, pode, como alerta Appleton (2003), mudar o padrão espacial da pobreza em um país, tendo importantes implicações nos gastos governamentais, se estes são correlacionados com a intensidade da pobreza estimada.

No entanto, a sua construção está sujeita à disponibilidade de dados de orçamentos familiares atualizados e de abrangência nacional, além de índices de preços adequados à estrutura de gastos dos pobres, sendo estas as maiores restrições à constituição deste tipo de linha de pobreza e extrema pobreza no Brasil, pois as pesquisas de orçamento familiares (como a POF) não captam as especificidades intra-regionais de custo de vida entre os pobres, como aponta Rocha (2000). O que é ainda mais problemático no nosso caso, em que seria relevante mensurar as especificidades intra-estaduais, a partir dos diferentes custos de vida das mesorregiões mineiras, não sendo apropriada a estratificação realizada pela POF, de acordo com o ao grau de urbanização: região metropolitana, rural e urbano. Ainda, mesmo contornando estas limitações, a questão da fixação dos níveis mínimos requeridos, ou seja, da delimitação das cestas mínimas é alvo de controvérsias e campo de ampla discussão e propostas diversas (Appleton, 2003; Rocha e Ellwanger, 1993; Rocha, 2000; Vasconcellos e Costa, 2006; Rocha, 2006) [78].

Deste modo, devido ao elevado grau de arbitrariedade das linhas de pobreza definidas a partir da cesta "considerada" mínima às necessidades básicas a partir do consumo observado ou não, regionalizadas ou não, e a despeito da grande tentativa destas propostas de bem caracterizar o que seria o "mínimo necessário", optou-se pela utilização de linhas absolutas de pobreza e de extrema pobreza múltiplas do salário mínimo[79], tal como utilizado por Hoffmann (2000; 2005), Simão (2004), Barros *et al.* (1997; 2000).

[78] Para uma discussão cuidadosa das limitações metodológicas e operacionais na construção de linhas de pobreza absolutas ver Vasconcellos e Costa (2006).

[79] Este tipo de linha é denominada de linha administrativa por se basear em valores fixados pelo governo, a fins outros que não a determinação direta da incidência da pobreza (extrema pobreza), como o salário mínimo e o valor de benefícios assistenciais do governo, embora indiretamente atendam a este fim por

Justifica-se tal escolha, também arbitrária, pela simplicidade da sua construção, já que as propostas baseadas em cestas mínimas também não seriam capazes de captar as especificidades intra-estaduais de consumo dos pobres e extremamente pobres em Minas Gerais, dadas as limitações práticas acima apontadas. Assim, a linha de pobreza absoluta foi fixada em ½ salário mínimo de 2000 e a de extrema pobreza em ¼, sendo respectivamente R$75,50 e R$ 37,75. Estas linhas administrativas são também utilizadas na delimitação da pobreza e extrema pobreza nos demais anos em estudo, dado que as rendas foram deflacionadas e estão expressas em valores reais de 2000. Desta maneira, será possível captar adequadamente as mudanças na pobreza absoluta ao longo dos 30 anos em questão, como aponta Hoffmann (2000, pp.96):

> Um erro comum, no Brasil, é comparar as medidas de pobreza calculadas em diferentes períodos usando o salário mínimo corrente como linha de pobreza em cada período. Pode acontecer que os resultados reflitam essencialmente alterações no valor real do salário mínimo, e não mudanças no grau de pobreza absoluta da população.

Também são utilizadas linhas de pobreza e extrema pobreza relativas, de maneira complementar à noção absoluta de pobreza unidimensional, pretensamente captada pela linhas administrativas, qual seja, independente de qual mesorregião que o indivíduo mora, se sua renda domiciliar *per capita* for superior à R$75,50 este indivíduo possui supostamente a renda necessária à aquisição do mínimo necessário à sua sobrevivência, não sendo feita nenhuma imposição *ad hoc* de quais bens compõem esta cesta mínima.

Já a idéia de pobreza relativa refere-se à concepção de que a pessoa é pobre se ela não atende ao mínimo necessário à sobrevivência digna na sociedade em que ela vive, isto é, o crivo entre os considerados pobres e os não-pobres deve ser uma função do nível de vida do grupo social no qual o indivíduo está inserido, exercendo a sua função econômica e social. Como é definido no Compêndio do Grupo do Rio:

> The practice of using relative poverty lines is based on the notion that poverty has to be assessed vis-à-vis the standard of living of a specific society. From this perspective, poverty represents the inability to participate in the ordinary life that society owing to a lack of resources (Expert, 2006, pp.71).

---

beneficiarem a população pertencente à cauda inferior da distribuição de renda no Brasil (Ferreira *et al.*, 2006).

Neste sentido, o conceito de pobreza unidimensional relativa se aproxima bastante da percepção de pobreza como uma síndrome multifacetada, dado que as carências devem ser identificadas contextualmente, ou seja, a análise da pobreza (e também da desigualdade) deve ser contextualizada na unidade de análise, seja ela o bairro, vila, cidade, estado ou país (Sen, 2001; Thorbecke, 2005).

Ademais, mensurar a pobreza de maneira absoluta é adequado quando segmentos significativos da sociedade não têm suas necessidades básicas atendidas, enquanto o enfoque relativo desvela-se mais oportuno em sociedades ricas, onde a preocupação premente não é disponibilizar a todos os cidadãos o necessário à manutenção das necessidades vitais e sim garantir que todas as pessoas se beneficiem da elevada renda *per capita*. Deste modo, o que se julga necessário, no caso da pobreza relativa, transcende à noção única de um mínimo essencial e passa a variar de acordo com os diferentes padrões de bem-estar dos países ou regiões ricas. Assim, a pobreza relativa é diretamente relacionada à redução da desigualdade de meios entre os indivíduos, em consonância com o modo de vida de cada unidade de análise, sendo está uma importante distinção entre as concepções absoluta e relativa, traduzida nas linhas de pobreza absoluta e relativa (Expert, 2006; Vinhais e Souza, 2006; Hoffmann, 1998; Rocha, 2006).

Como em Minas Gerais coexistem mesorregiões ricas e pobres, a utilização dos dois tipos de linhas torna-se complementar, na medida em que a linha absoluta é mais adequada às mesorregiões onde ainda há parcela significativa da população em estado de privação absoluta de recursos, como no Vale do Jequitinhonha, e a relativa às mesorregiões ao Sul do estado, com padrões de renda semelhantes ao do estado de São Paulo, estado este com maior renda média entre os estados brasileiros.

Em suma, a abordagem relativista parte da idéia de que a privação tem que ser sempre definida contextualmente, ou seja, gostos e preferências são limitados e a pobreza, então, deve ser definida como a falta de recursos necessários à participação na vida normal da sociedade em volta do indivíduo. Assim, como o conjunto de bens e serviços aumenta com o desenvolvimento e o crescimento da renda *per capita* da população, a linha de pobreza relativa é definida com base na renda média ou como um percentil da distribuição de renda de cada unidade de análise em cada ponto do tempo (Hoffmann, 1998).

Deste modo, optou-se por utilizar como linha de pobreza relativa o valor de 60% da renda mediana de cada mesorregião, em cada um dos anos em estudo: 1970, 1980, 1991 e 2000, sendo a linha de extrema pobreza ½ destes valores. Ao contrário da linha de pobreza absoluta, que deve preservar seu valor real ao longo do tempo, de modo a viabilizar comparações temporais, a linha de pobreza relativa é calculada para cada ano, sendo diretamente proporcional a mudanças no padrão de vida (Foster, 1998). Este patamar de 60% é o sugerido pelo Compêndio do Grupo do Rio (Expert, 2006) e a TAB. A.1 do Anexo mostra as linhas de pobreza e de extrema pobreza para as mesorregiões mineiras. A opção por um múltiplo da mediana, ao invés da média, se deve ao fato desta medida de tendência central ser mais estável, sendo menos sensível a valores extremos elevados e menos robustos. Ademais, como a distribuição de renda no estado é notadamente assimétrica, a média tende a se distanciar da mediana, sendo esta última inferior.

Todavia, mensurar a pobreza desta maneira apresenta sérias limitações à análise comparativa, pois, devido à enorme heterogeneidade espacial da renda inter-mesorregional em Minas Gerais, uma pessoa pode ser classificada como pobre em uma mesorregião e não o ser em outra. Além disso, na definição relativa, a linha de pobreza varia de maneira proporcional com a variação no padrão de vida. Assim, um aumento da renda média que beneficie todas as pessoas indistintamente, tende a não ter seu impacto sobre a pobreza captada, dada a variação concomitante da linha relativa (Expert, 2006; Vinhais e Souza, 2006).

Por fim, cabe destacar que há tentativas de conciliar em uma mesma linha as concepções relativa e absoluta de pobreza. Este tipo de linha híbrida é uma ponderação de uma linha de pobreza absoluta, normalmente baseada em uma cesta mínima de consumo, e uma linha relativa, percentual da renda média ou de um percentil da distribuição de renda, tal como proposto por Vinhais e Souza (2006) para o Brasil. Porém, questiona-se em que medida esta linha seria metodologicamente superior as duas demais, pois a esta linha se transmutaria as vantagens e também as fragilidades apontadas das duas outras.

## 3.3-Medidas de Pobreza

Definido quem é ou não pobre ou extremamente pobre, através das linhas de pobreza e extrema pobreza (seja absolutas ou relativas), utilizamos a família de índices FGT (Foster, Greer e Thorbecke, 1984), abaixo descritos, de modo a mensurar os vários aspectos da pobreza tais como a proporção e a intensidade[80].

Fixada a linha de pobreza ( $z$ ), determina-se a proporção de pobres ( $P_0$ ) por:

$$P_0 = \frac{h}{n} \quad (1)$$

sendo $h$ o número de pobres em uma população com $n$ pessoas e $0 < P_0 < 1$. Esta medida é um indicador de incidência ou extensão, não levando em consideração a intensidade da pobreza, ou seja, $P_0$ não é afetado pela redução da renda de um pobre (Hoffmann, 2000; Simão, 2004).

Levando em conta a insuficiência de renda de um pobre, que é a diferença $z - x_i$, com $i \leq h$, i.e., a diferença entre a linha de pobreza ( $z$ ) e a renda do i-ésimo pobre, tem-se a medida razão de insuficiência de renda ( $I$ ):

$$I = \frac{1}{hz} \sum_{i=1}^{h} (z - x_i) \quad (2)$$

sendo $hz$ o valor máximo da insuficiência de renda, se os $h$ pobres tivessem renda nula. Assim, quanto maior $I$, menor é a renda média dos pobres em relação à $z$. Sendo $m$ a renda média dos pobres, tem-se:

$$m = \frac{1}{h} \sum_{i=1}^{h} x_i \quad (3)$$

Então, verifica-se que:

$$I = 1 - \frac{m}{z} \quad (4)$$

[80] O instrumental descrito, "Família FGT" se aplica tanto à mensuração da pobreza quanto da extrema pobreza, embora, a título de simplificação, seja mencionada apenas a pobreza.

A expressão (4) mostra que, para valores dados de $z$ e $m$, $I$ é insensível ao número de pobres ($h$). Vê-se que as medidas $P_0$ e $I$ apresentam limitações complementares, sendo uma insensível à intensidade da pobreza e outra à extensão da pobreza (Hoffmann, 1998).

Em artigo seminal, Foster, Greer e Thorbecke (1984) analisam uma classe de medidas de pobreza dada por:

$$\varphi(\alpha) = \frac{1}{nz^{\alpha}} \sum_{i=1}^{h} (z - x_i)^{\alpha} \quad (5)$$

sendo $\alpha \geq 0$. Pode-se verificar que $0 \leq \varphi(\alpha) \leq 1$, com os casos extremos assim caracterizados: quando $\varphi(\alpha) = 0$ todas as pessoas possuem renda maior do que $z$ e quando $\varphi(\alpha) = 1$, todas as pessoas apresentam rendas iguais a zero. Esta medida "sintetiza" as demais medidas apresentadas, $P_0$ e $I$: se $\alpha = 0$, a expressão reduz-se à proporção de pobres ($P_0$) e quando $\alpha = 1$, tem-se $P_0 I$, ou seja, o produto das duas medidas complementares, denominada hiato de pobreza ($P_1$). Já quando $\alpha = 2$, denomina-se severidade da pobreza ($P_2$):

$$P_2 = \varphi(2) = \frac{1}{nz^2} \sum_{i=1}^{h} (z - x_i)^2 \quad (6)$$

$P_2$ é uma função da proporção de pobres ($P_0$), do hiato de pobreza ($P_1$) e de uma medida de desigualdade da distribuição de renda entre os pobres, o coeficiente de variação das rendas das pessoas pobres. Como demonstra Hoffmann (1998), sendo o coeficiente de variação ($C$) a razão entre o desvio padrão ($\sigma$) e a renda média ($\mu$), o coeficiente de variação das rendas dos $p$ pobres é dado por:

$$C_* = \frac{1}{m} \left( \frac{1}{p} \sum_{i=1}^{p} x_i^2 - m^2 \right)^{\frac{1}{2}} \quad (7)$$

Que pode ser reescrito como:

$$C_*^2 = \frac{1}{pm^2} \sum_{i=1}^{p} x_i^2 - 1 \quad (8)$$

A partir de algumas manipulações algébricas de (6) e (8) tem-se:

$$P_2 = H\left[ I^2 + (1 - I)^2 C_*^2 \right] \quad (9)$$

Assim, o $P_2$ também é uma medida de desigualdade entre os indivíduos que vivem em condição de pobreza (Foster, 1998).

Por fim, cabe ressaltar que, tanto para $\alpha = 1$ quanto para $\alpha = 2$, esta classe de medidas de pobreza apresentam valores numéricos muito baixos, mesmo quando há muita pobreza, só atingindo seu valor máximo (igual a 1) na situação extrema em que toda a população tem rendimento igual a zero (Hoffmann, 2000).

Os índices da "Família FGT" apresentam a propriedade desejável entre os indicadores de pobreza de serem decomponíveis, isto é, com uma mesma linha de pobreza, uma medida de pobreza (seja ela $P_0$, $P_1$ ou $P_2$) para Minas Gerais é a soma das medidas de pobreza das doze mesorregiões ponderada pela participação de cada unidade geográfica no total da população. Estas três medidas também atendem ao axioma focal, por serem indiferentes a variações na renda dos não-pobres (Expert, 2006; Hoffmann, 1998; Lettieri e Paes, 2006).

Todavia a proporção de pobres ($P_0$) não atende ao axioma da monotonicidade, por ser insensível também às variações das rendas dos pobres e também não atende ao axioma da transferência, por não se alterar com redistribuições de renda intra-grupo. Esta última propriedade desejável também não é atendida pelo hiato de pobreza ($P_1$), embora tal índice satisfaça as demais propriedades. A despeito de apresentar interpretação menos intuitiva que as duas demais medidas, a severidade da pobreza ($P_2$) atende a todos estes axiomas (Expert, 2006).

Assim, como cada um dos índices "responde" de certa maneira a diferentes dimensões da pobreza, é interessante utilizar os três de modo a analisar a pobreza nas mesorregiões mineiras, sob seus diferentes aspectos e especificidades.

### 3.4-Medindo a desigualdade de renda: Índice de Gini e T de Theil

A desigualdade de renda aqui investigada refere-se à noção relativa e é mensurada através do Índice de Gini e do Índice de T-Theil, medidas comumente utilizadas em estudos sobre distribuição de renda. O Índice de Gini é derivado da Curva de Lorenz que mostra graficamente como a proporção acumulada da renda ($\varpi_i$) aumenta em função da

proporção acumulada da população ( $p_i$ ) até a i-ésima pessoa, estando as rendas em ordem crescente. Como $p_i$ é dada por:

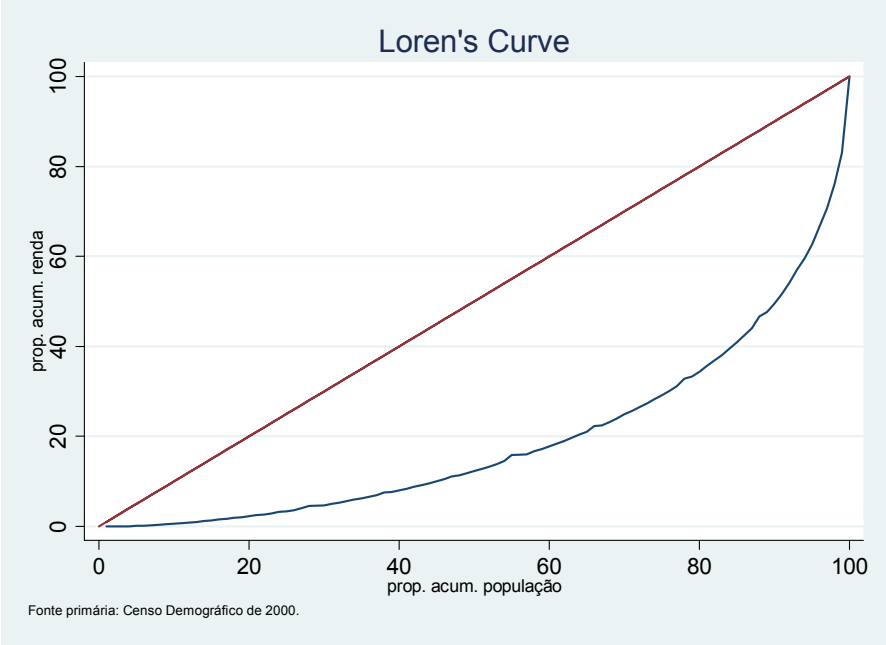
$$p_i = \frac{i}{n} \quad (10)$$

sendo $i = 1,2,...,n$ o número de pessoas da população. E $\varpi_i$ é dada por:

$$\varpi_i = \frac{1}{n\mu}\sum_{j=1}^{i} x_j \quad (11)$$

sendo $x_j$ a renda da j-ésima pessoa em uma população de $n$ pessoas e $\mu$ a renda média. No GRAF. 3.1, é representada a Curva de Lorenz da distribuição da renda domiciliar *per capita* de Minas Gerais, para o ano de 2000:

**GRÁFICO 3.1-Curva de Lorenz de Minas Gerais em 2000**




O Índice de Gini é, pois, a relação entre a área de desigualdade, $\psi$, (que corresponde à diferença entre a reta de perfeita igualdade, reta de 45° que corta o plano cartesiano, e a curva de Lorenz) e o triangulo OBC, sendo O a origem, o ponto B quando $p_i = 1$ e $\varpi_i = 1$ e C o ponto quando $p_i = 1$ e $\varpi_i = 0$:

$$G = \frac{\psi}{0,5} = 2\psi \quad (12)$$

O grau de desigualdade aumenta conforme $G \to 1$, sendo o Índice de Gini também uma medida de dispersão relativa, pois também pode ser definido como o quociente da diferença absoluta média por duas vezes a média de renda, sendo a diferença média, a média dos valores absolutos das diferenças entre quaisquer dois valores da variável de renda, uma medida de dispersão. Desse modo, para o Índice de Gini, o conceito de desigualdade se confunde com o de dispersão relativa (Hoffmann, 1998).

O Índice de T-Theil também é utilizado no inquérito sobre o comportamento da distribuição de renda nas mesorregiões mineiras. Esta medida é dada por:

$$T = \sum_{i=1}^{n} y_i \ln N y_i \quad (13)$$

considerando uma população de $N$ pessoas recebendo uma fração não negativa da renda ($x_i$) e $y_i$ a participação da i-ésima pessoa na renda total ($y_i = \frac{x_i}{N\mu}$). $T$ assume valor mínimo($=0$) quando a distribuição de renda é perfeitamente igualitária, *i. e.*, $y_i = \frac{1}{N}$ para todo $i$ e máximo ($=\ln N$) quando uma única pessoa se apropria de toda a renda. Ao contrário do Coeficiente de Variação, o T-Theil é mais sensível a alterações na cauda esquerda da distribuição de renda.

Uma vantagem dos Índices de Theil (T e L) é a fácil decomposição destas medidas em desigualdade inter-grupo (como as mesorregiões) e em uma média ponderada das desigualdades intra-grupo. Ao contrário da decomposição do Índice de Gini, de mais complexa execução.

A decomposição do T-Theil também é utilizada no intuito de caracterizar a distribuição inter e intra mesorregional da renda mineira. Dispondo de microdados para as mesorregiões mineiras ($k = 12$), seja $n_h (h = 1,...,k)$ a população da h-ésima mesorregião e $x_{hi} (h = 1,...,k; i = 1,...,n_h)$ a renda da i-ésima pessoa da h-ésima mesorregião. A população total ($N$) é dada por $N = \sum_{h=1}^{k} n_h$ e a proporção da população da h-ésima mesorregião é $\pi_h = \frac{n_h}{N}$.

Como a fração da renda total apropriada pela i-ésima pessoa da h-ésima mesorregião é $y_{hi} = \frac{x_{hi}}{N\mu}$ e a fração da renda total apropriada pela h-ésima mesorregião é $Y_h = \sum_{i=1}^{n_h} y_{hi}$, reescrevemos a equação (13) como:

$$T = \sum_{h=1}^{k} \sum_{i=1}^{n_h} y_{hi} \ln N y_{hi} \quad (14)$$

Somando e subtraindo $\sum_{h=1}^{k} Y_h \ln \frac{NY_h}{n_h} = \sum_{h=1}^{k} \sum_{i=1}^{n_h} y_{hi} \ln \frac{NY_h}{n_h}$ em (14), temos:

$$T = \sum_{h=1}^{k} Y_h \ln \frac{NY_h}{n_h} + \sum_{h=1}^{k} Y_h \sum_{i=1}^{n_h} \frac{y_{hi}}{Y_h} (\ln N y_{hi} - \ln \frac{NY_h}{n_h}) = T_e + \sum_{h=1}^{k} Y_h T_h \quad (15)$$

Sendo a desigualdade inter-mesorregional, $T_e$, dada por:

$$T_e = \sum_{h=1}^{k} Y_h \ln \frac{Y_h}{\pi_h} \quad (16)$$

E o último termo de (15) a média ponderada da desigualdade intra-mesorregional, $T_h$, dada por:

$$T_h = \sum_{i=1}^{n_h} \frac{y_{hi}}{Y_h} \ln n_h \frac{y_{hi}}{Y_h} \quad (17)$$

Tanto o Índice de Gini quanto o T-Theil atendem à Condição de Pigou-Dalton de que uma transferência regressiva de renda piora a desigualdade (Hoffmann, 1998). Embora somente o Índice de T-Theil atenda a outras propriedades desejáveis às medidas de desigualdade como invariância à escala, postulado populacional e anonimato (Fields, 2001; Lettieri e Paes, 2006) [81].

### 3.5-Técnicas de Decomposição da Variação da Pobreza

As técnicas de decomposição utilizadas na presente dissertação têm como objetivo organizar a evidência empírica sobre as variações na pobreza entre o período 1970-2000 e entre as mesorregiões, para o ano de 2000, relacionando-as com as concomitantes

[81] Foge ao escopo da presente dissertação, uma discussão pormenorizada das propriedades desejáveis às medidas de desigualdade, e de pobreza, para tal análise ver Lettieri e Paes (2006).

variações na renda média e na desigualdade de renda. Isto é, a partir da decomposição dinâmica examina-se como o crescimento econômico contribuiu (ou não) para a redução da pobreza, bem como se este impacto é reforçado ou atenuado por mudanças na distribuição de renda.

A idéia básica subjacente a estas técnicas consiste no fato de que a variação da pobreza resulta da alteração dos componentes do sistema, crescimento e redistribuição. Assim, por se constituírem de um método contábil, tais técnicas permitem atribuir as variações da pobreza aos componentes que compõem o sistema. Tais procedimentos têm a vantagem de serem numéricos, ou seja, não é necessária a imposição forçosa de uma estrutura linear tal como nas estimações convencionais. Ademais, permitem a simulação de cenários hipotéticos caros à determinação de uma estratégia de combate de combate à pobreza mineira, que traz consigo um componente regional relevante.

Ademais, por se basearem em identidades, é possível a dissociação da investigação empírica da teórica que, para Barros *et al.* (1995), seria vantajosa, na medida em que os dados podem ser trabalhados sem qualquer suposição teórica incorreta, dado que a imposição de restrições somente seriam eficientes quando se está seguro com relação à teoria subjacente. Ademais, a técnica de decomposição "tende a revelar aspectos e nuances que facilitam sobremaneira a compreensão dos fenômenos econômicos envolvidos (...)", sendo sua utilidade à análise econômica sistematicamente subestimada (Barros *et al.*, 1995, pp.33).

Na subseção vindoura é descrita a técnica de decomposição utilizada de modo a avaliar o comportamento da pobreza ao longo dos 30 anos em estudo, bem como as razões pelas quais o padrão de pobreza inter-meso se diferencia significativamente em Minas Gerais, para o ano de 2000.

### 3.5.1-Redistribuição ou crescimento? Avaliação da sensibilidade da pobreza a partir de simulações contra-factuais

A distribuição de renda em cada mesorregião mineira, $X_i = (x_{1i},...,x_{ni})$ com $i = 1,...,12$, pode ser completamente determinada pela renda média ($\mu_i$) e pela Curva de Lorenz ($L_i$),

medida geral de desigualdade relativa. Como as medidas de pobreza, $P_{\alpha i}$, com $\alpha = 0,1,2$ indicando a Família de Índices FGT, $P_0$, $P_1$ ou $P_2$, são características da porção inferior da distribuição de renda das mesorregiões, estas são expressas como função da distribuição ($X_i$) e também das linhas de pobreza adotadas ($z$), *i.e.*, $P_{\alpha i} = g*(\mu_i, L_i, z)$. Deste modo, qualquer variação na pobreza é decorrente de mudanças em $\mu_i$, $L_i$ ou $z$ (Barros *et al.*, 2005).

A partir da identidade supracitada, que associa a pobreza aos seus componentes modificadores, questiona-se quanto da variação da pobreza inter-temporal (1970 a 2000) de cada mesorregião se deve à variação da renda domiciliar *per capita* média ($\mu_i$) e quanto resulta do processo de redistribuição ou concentração de renda intra-mesorregional ($L_i$)-decomposição temporal. Ademais, dada a conformação espacial da pobreza inter-mesorregional no ano de 2000, inquire-se quanto da diferença nas medidas de pobreza se deve à diferença de renda média e quanto se deve à má distribuição dos recursos-decomposição seccional. De modo a simplificar a descrição da técnica adotada, omitiremos o subscrito $i$ referente às mesorregiões e o subscrito $\alpha$ que distingue a medida de pobreza ora utilizada.

A decomposição aqui utilizada foi proposta por Shorrocks (1999) e é derivada da Teoria dos Jogos, em específico, da clássica questão de quanto do produto (ou custo) pode ser alocado entre os contribuintes (ou beneficiários), sendo o Valor de Shapley (Shapley, 1953[82]) a solução para este problema: à cada jogador é atribuído a contribuição marginal média derivada de todos os possíveis conluios (Kolenikov e Shorrocks, 2005; Baye, 2004). Por isso, esta decomposição da pobreza ficou conhecida na literatura internacional (Muller, 2006; Dhongde, 2004; Baye, 2004; Kolenikov e Shorrocks, 2005) como "Decomposição de Shapley".

A vantagem desta proposta de decomposição com respeito às muitas outras (Datt e Ravallion, 1992; Kakwani e Subbaro, 1991; Kakwani, 1997; Jain e Tendulkar, 1990[83],) é a

[82] Shapley, L. A value for n-person games. *In:* H.W. Kuhn and A. W. Tucker (Eds.). **Contributions to the Theory of Games**, Vol. 2, Princenton University Press, 1953. *Apud:* Shorrocks (1999).
[83] JAIN, L.R.; TENDULKAR, S. D. The role of Economic Growth and Distribution in the observed change in Head-Count Ratio-Measure of Poverty: A Decomposition Exercise for India. **India Economic Review** 15(2), 165-205, 1990. *Apud:* Kakwani (1997).

aplicabilidade em qualquer análise distributiva, seja qual for o número e tipo de fatores determinantes considerados. A despeito da generalidade da técnica de Shorrocks (1999), nos limitaremos à exposição de um caso particular: a decomposição da pobreza nos componentes crescimento e desigualdade, como já apontado acima como sendo o objetivo precípuo desta subseção[84].

Assim, partindo-se da identidade acima apresentada, $P = g^*(\mu, L, z)$, fixando-se a linha de pobreza, e, dados dois pontos no tempo $t$ $(t = 1,2)$, como 1970 e 2000, que poderiam ser também duas unidades seccionais (como as mesorregiões) para um mesmo ano, mensura-se o impacto da variação da renda média (crescimento) e da concentração (redistribuição) de renda na variação da pobreza, $\Delta P = P_2 - P_1$, calculando-se os impactos marginais de cada componente, mantendo-se tudo mais constante.

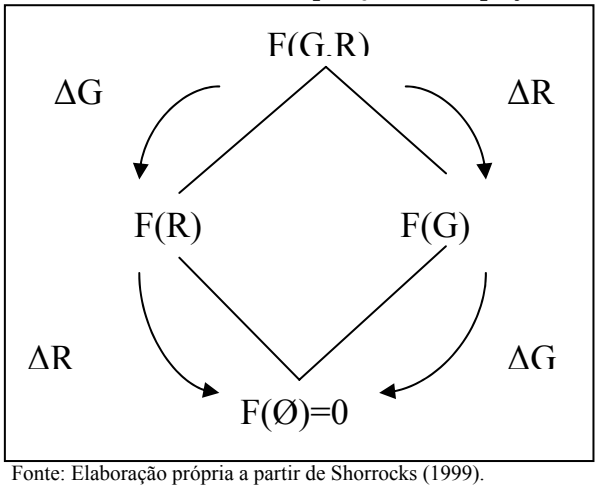
Sendo o crescimento dado por $G(1,2) = \mu_2 / \mu_1 - 1$ e a redistribuição por $R(1,2) = L_2 - L_1$, a questão chave é a identificação das contribuições do fator crescimento ($G$), $C_G^S$, e do fator redistribuição ($R$), $C_R^S$, na decomposição da pobreza (Shorrocks, 1999):

$$\Delta P = P(\mu_2, L_2) - P(\mu_1, L_1) = P(\mu_1(1+G), L_1 + R) - P(\mu_1, L_1) = F(G, R) \qquad (18)$$

A solução da "Decomposição de Shapley" é permutar sequencialmente cada componente, neste caso $G$ e $R$, sendo as permutações possíveis $\{G, R\}$e $\{R, G\}$. Isto é, a alteração de $G$, em primeiro lugar, gera a contribuição marginal do componente crescimento, $\Delta G = F(G,R) - F(R)$, e a contribuição posterior do fator redistribuição, $\Delta R = F(R)$, sendo representado na FIG. 3.2, pela seqüência à esquerda. A outra possível seqüência é a variação primeiro do componente redistribuição, sendo então a contribuição do fator redistribuição dada por $\Delta R = F(G,R) - F(G)$ e a do fator crescimento por $\Delta G = F(G)$, seguimento da direita.

[84] Para extensões da Decomposição de Shapley ver Son (2003) e Kolenikov e Shorrocks (2005). O primeiro autor decompõe a variação da pobreza entre crescimento, desigualdade e migração e o segundo artigo, entre renda média, desigualdade e variação dos preços entre regiões.

**FIGURA 3.2-Decomposição de Shapley**




Fonte: Elaboração própria a partir de Shorrocks (1999).

Sendo $F(G) = P(\mu_2, L_1) - P(\mu_1, L_1)$, $F(R) = P(\mu_1, L_2) - P(\mu_1, L_1)$ e $F(\phi) = \Delta P = 0$. Isto é, $F(G)$ representa a mudança na pobreza atribuída apenas à mudança do componente crescimento, mantendo-se a Curva de Lorenz constante-crescimento balanceado, tendo $F(R)$ interpretação equivalente. Já $F(\phi) = 0$ representa a situação inicial da pobreza, $P_1(\mu_1, L_1)$.

Então, a média das duas seqüências possíveis gera as contribuições dos componentes crescimento e desigualdade para a variação da pobreza:

$$\begin{aligned} C_G^S &= \frac{1}{2}[F(G,R) - F(R) + F(G)] \\ C_R^S &= \frac{1}{2}[F(G,R) - F(G) + F(R)] \end{aligned} \qquad (19)$$

em que $C_G^S$ são atribuídos os efeitos sobre a pobreza decorrentes da mudança de renda média de $\mu_1$ para $\mu_2$, mantendo-se a Curva de Lorenz constante ora em $L_1$, ora em $L_2$. E, em $C_R^S$, são atribuídas as variações na Curva de Lorenz de $L_1$ para $L_2$, mantendo-se a renda média no seu valor inicial, $\mu_1$, e no valor final, $\mu_2$. Portanto, as equações em (19) são equivalentes à:

$$\begin{aligned} C_G^S &= \frac{1}{2}[P(\mu_2, L_2) - P(\mu_1, L_2) + P(\mu_2, L_1) - P(\mu_1, L_1)] \\ C_R^S &= \frac{1}{2}[P(\mu_2, L_2) - P(\mu_2, L_1) + P(\mu_1, L_2) - P(\mu_1, L_1)] \end{aligned} \qquad (20)$$

O fato de $C_G^S$ e $C_R^S$ serem derivados das médias das seqüências possíveis torna a decomposição exata, $\Delta P = C_G^S + C_R^S$, e simétrica, *i.e.*, independente dos anos inicial e final, como desejável às técnicas de decomposição da pobreza (Kakwani, 1997; Barros *et al.*, 2005, Shorrocks, 1999)[85]. Estas propriedades são derivadas dos Axiomas de Shapley, como demonstra Baye (2004).

Contudo, tais propriedades (simetria e aditividade) não são atendidas por outras técnicas de decomposição da pobreza usualmente aplicadas, como a Decomposição de Datt e Ravallion (Datt e Ravallion, 1992). Ao associar os efeitos do crescimento e da redistribuição aos efeitos marginais sobre a pobreza com relação apenas ao ano de referência (normalmente o ano inicial), esta decomposição não é exata, sendo então introduzido um resíduo ( $E$ ), tal que a soma dos três componentes resulte na variação total da medida de pobreza decomponível ora empregada:

$$\Delta P = C_G^{DR} + C_R^{DR} + E \qquad (21)$$

Este resíduo pode ser eliminado, como aventado pelos próprios autores da decomposição, pela utilização de $C_G^{DR}$ e $C_R^{DR}$ como as médias das contribuições marginais com base nos anos inicial e final, tal como na Decomposição de Shapley. Contudo, Datt e Ravallion (1992) julgam esta solução arbitrária (pg.278, nota 3) e interpretam o resíduo como a sensibilidade dos componentes crescimento e redistribuição à mudança do ano base do inicial para o final. Esta interpretação é, contudo, questionada por vários autores como Muller (2006), Shorrocks (1999) e Baye (2004, pp. 04), afirmando este último que: *"This residual constitutes a "black box", which is definitely of interest to both analysts and policy-makers if opened and its contents attributed according to meaningful components."*

A despeito da interpretação dada ao resíduo por Datt e Ravallion (1992), a utilização de um ano, o inicial ou o final, como base e, como decorrência, a incorporação do resíduo à decomposição da pobreza tornando-a inexata, não apresenta vantagem alguma sobre o outro ano não utilizado, sendo assim intuitivo e simétrico decompor a pobreza com base nos dois pontos e computar os efeitos dos componentes como a média das seqüências possíveis, como na Decomposição de Shapley (Shorrocks, 1999; Barros *et al.*, 2005; Kakwani, 1997). Portanto, a ausência de simetria e aditividade verificada na

[85] Shorrocks (1999) e Kakwani (1997) demonstram que a Decomposição de Shapley atende aos axiomas naturais.

Decomposição de Datt e Ravallion (1992) é decorrência do cálculo de ambos os efeitos marginais, do crescimento e da redistribuição, com base no ano inicial, *i.e*., mantendo o outro componente fixo no valor inicial.

A decomposição de Jain e Tendulkar (1990) embora exata, também não apresenta simetria com relação aos componentes, pois a contribuição da renda média é calculada a partir do ano inicial como base e a contribuição da redistribuição, mantendo-se a renda média constante no valor final:

$$\begin{aligned} C_G^{JT} &= [P(\mu_2, L_1) - P(\mu_1, L_1)] \\ C_R^{JT} &= [P(\mu_2, L_2) - P(\mu_2, L_1)] \end{aligned} \qquad (22)$$

Deste modo, a decomposição não contém resíduo, mas ainda continua assimétrica no tratamento dos componentes, não havendo da mesma maneira razão alguma para a escolha de um ano como base em detrimento de outro, no cálculo dos componentes. Ainda, como pontua Kakwani (1997, pp.07):

> Although Jain-Fendulkar`s decompositions are exact with no residual term but in our view it makes little sense in defining the pure growth effect in terms of the base (terminal) year Lorenz curve and the pure inequality effect in terms of the terminal (base) year mean income. One should fix either the base income distribution (characterized by the base year mean income and the base year Lorenz curve) or the terminal year income distribution (characterized by the terminal mean income and terminal Lorenz curve).

Outra técnica não simétrica, embora "exata", é a decomposição de Kakwani e Subbaro (1990) [86], que consiste na mensuração do componente crescimento a partir da fixação da Curva de Lorenz no ano inicial e do componente desigualdade como resíduo, *i.e*., como a diferença entre a variação da pobreza e o componente de crescimento. Deste modo, o resíduo é alocado ao componente de redistribuição, sendo tal método falsamente exato, como postula Datt e Ravallion (1992, pp.278):

> This is entirely arbitrary, and also gives the false impression that the decomposition is exact. (...) Of course, the main issue here is not that the residual must always be separately calculated, but that the growth and redistribution components must be evaluated consistently.

Para ser calculado de maneira consistente, o componente redistribuição deve ser definido como a mudança na pobreza decorrente da variação da Curva de Lorenz, com a renda média mantida constante. Contudo, a decomposição só se torna simétrica se este componente for calculado tal como na Decomposição de Shapley.

[86] KAKWANI, N., SUBBARAO, K. Rural poverty and its alleviation in India. **Economic and Political Weekly,** 25, A2-A16. *Apud:* Datt e Ravallion (1992).

É importante destacar que, para o caso especial da Decomposição de Shapley aqui empregado, que decompõe a variação da pobreza entre crescimento e redistribuição (concentração) de renda, a técnica de decomposição sistematizada por Shorrocks (1999) não se difere analiticamente das decomposições propostas por Kakwani (1997) e Barros *et al.* (2005, 1995), embora a primeira seja derivada a partir de um enfoque axiomático e do Teorema de Euler e a segunda a partir da Lei das Expectativas Iteradas (Barros *et al.*, 1995). Assim, de fato, na presente dissertação, o método aqui exposto baseia-se nos três autores acima citados.

A técnica de decomposição até então apresentada aplica-se à decomposição de apenas um intervalo de tempo (período), como 1970-2000-decomposição bilateral. A viabilidade da decomposição multi-período (1970-1980, 1980-1991, 1991-2000) é decorrente da adoção, na decomposição bilateral, de medidas de pobreza decomponíveis, "Família FGT", o que torna o efeito total na pobreza transitivo e, em última instância, o dos componentes responsáveis pela variação total. A transitividade é outra propriedade desejável às técnicas de decomposição da variação da pobreza, como demonstra Kakwani (1997). Assim:

$$\begin{aligned} \Delta P_{ij} &= \Delta P_{1970-2000} = \Delta P_{1970-1980} + \Delta P_{1980-1991} + \Delta P_{1991-2000} \\ C^S_{G,ij} &= C^S_{G,1970-2000} = C^S_{G,1970-1980} + C^S_{G,1980-1991} + C^S_{G,1991-2000} \\ C^S_{R,ij} &= C^S_{R,1970-2000} = C^S_{R,1970-1980} + C^S_{R,1980-1991} + C^S_{R,1991-2000} \end{aligned} \qquad (23)$$

sendo $i$ e $j$ os anos inicial e final da série, 1970 e 2000. Para ter transitividade nos componentes, ou seja, para que a soma dos componentes dos sub-períodos seja igual ao do período como um todo, Datt e Ravallion (1992) mantêm a mesma referência para todas as decomposições, sendo uma escolha natural o ano inicial da série. Contudo, toda a decomposição torna-se sensível à escolha do ano de referência, sendo esta escolha arbitrária (Kakwani, 1997). Dado que o candidato natural a ano base no nosso caso é 1970, Censo Demográfico este com muitas falhas metodológicas, optamos por realizar a análise multi-período com um método neutro, isto é, insensível ao ano inicial da série.

Então, como propõe Kakwani (1997), as contribuições multi-período dos componentes crescimento e redistribuição para a variação total na pobreza são computadas como a média de todas as combinações possíveis de partições temporais ($k = 1,2,...,n = 1970,1980,1991,2000$) do período total ($i$, $j$), sendo sempre $i$ o ano inicial e

$j$ o ano final do período a ser particionado. Isto é, a contribuição total de um componente ($C^S_{i,j}$) pode ser obtida por 4 combinações de partições sub-período. Para o caso de $i = 1970$ e $j = 2000$ tem-se:

$$\begin{aligned} C^S_{1970-2000} &= C^S_{1970-1970} + C^S_{1970-2000} \\ C^S_{1970-2000} &= C^S_{1970-1980} + C^S_{1980-2000} \\ C^S_{1970-2000} &= C^S_{1970-1991} + C^S_{1991-2000} \\ C^S_{1970-2000} &= C^S_{1970-2000} + C^S_{2000-2000} \end{aligned} \quad (24)$$

Então, o componente crescimento e o redistribuição, para o período 1970-2000, são calculados a partir da média das combinações dos componentes bilaterais calculados conforme a equação (20):

$$C^{S*}_{ij} = \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}\left(C^S_{ik} + C^S_{kj}\right) \quad (25)$$

$$C^{S*}_{1970-2000} = \frac{1}{4}\left(C^S_{1970-1970} + C^S_{1970-2000} + C^S_{1970-1980} + C^S_{1980-2000} + C^S_{1970-1991} + C^S_{1991-2000} + C^S_{1970-2000} + C^S_{2000-2000}\right)$$

Com o $*$ identificando que o componente é calculado pelo método multi-período. Como $C^S_{1970-1970} = C^S_{1980-1980} = C^S_{1991-1991} = C^S_{2000-2000} = 0$, a equação (25) pode ser simplificada:

$$C^{S*}_{1970-2000} = \frac{1}{4}\left(2C^S_{1970-2000} + C^S_{1970-1980} + C^S_{1980-2000} + C^S_{1970-1991} + C^S_{1991-2000}\right) \quad (26)$$

De maneira análoga, calcula-se os componentes para os demais sub-períodos intermediários a partir dos cálculos bilaterais:

$$C^{S*}_{1970-1980} = \frac{1}{4}\left(C^S_{1970-1970} + C^S_{1970-1980} + C^S_{1970-1980} + C^S_{1980-1980} + C^S_{1970-1991} + C^S_{1991-1980} + C^S_{1970-2000} + C^S_{2000-1980}\right) \quad (27)$$

Devido à propriedade de simetria tem-se que $C^S_{1991-1980} = -C^S_{1980-1991}$ e $C^S_{2000-1980} = -C^S_{1980-2000}$ a equação (27) pode ser reescrita como:

$$C^{S*}_{1970-1980} = \frac{1}{4}\left(2C^S_{1970-1980} + C^S_{1970-1991} - C^S_{1980-1991} + C^S_{1970-2000} - C^S_{1980-2000}\right) \quad (28)$$

Por analogia, os sub-períodos restantes são calculados por:

$$
\begin{aligned}
C^{S*}_{1970-1991} &= \frac{1}{4}\left(2C^{S}_{1970-1991} + C^{S}_{1970-1980} + C^{S}_{1980-1991} + C^{S}_{1970-2000} - C^{S}_{1991-2000}\right) \\
C^{S*}_{1980-1991} &= \frac{1}{4}\left(2C^{S}_{1980-1991} - C^{S}_{1970-1980} + C^{S}_{1970-1991} + C^{S}_{1980-2000} - C^{S}_{1991-2000}\right) \\
C^{S*}_{1980-2000} &= \frac{1}{4}\left(2C^{S}_{1980-2000} - C^{S}_{1970-1980} + C^{S}_{1970-2000} + C^{S}_{1980-1991} + C^{S}_{1991-2000}\right) \\
C^{S*}_{1991-2000} &= \frac{1}{4}\left(2C^{S}_{1991-2000} - C^{S}_{1970-1980} + C^{S}_{1970-2000} - C^{S}_{1980-1991} + C^{S}_{1980-2000}\right)
\end{aligned}
\qquad (29)
$$

Como demonstra Kakwani (1997), a contribuição total do fator crescimento ou redistribuição, tal como em (25), $C^{S*}_{ij} = \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}\left(C^{S}_{ik} + C^{S}_{kj}\right)$, pode ser reescrita como:

$$C^{S*}_{il} = \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}\left(C^{S}_{ik} + C^{S}_{kl}\right) \quad (30)$$

e

$$C^{S*}_{lj} = \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}\left(C^{S}_{lk} + C^{S}_{kj}\right) \quad (31)$$

Somando-se (30) e (31) e valendo-se da propriedade de simetria em que $C^{S}_{kl} = -C^{S}_{lk}$, tem-se que:

$$C^{S*}_{ij} = C^{S*}_{il} + C^{S*}_{lj} = \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}\left(C^{S}_{ik} + C^{S}_{kj}\right) \quad (32)$$

Então, atende-se ao axioma da transitividade, tal como desejável. Em resumo, como os índices da "Família FGT" são decomponíveis, tem-se, como decorrência, a transitividade do efeito total na pobreza, que pode ser aditivamente atribuído aos sub-períodos e seus componentes, o que no caso desta dissertação se traduz em:

$$
\begin{aligned}
\Delta P_{1970-2000} &= C^{S*}_{G,1970-2000} + C^{S*}_{R,1970-2000} \\
\Delta P_{1970-1980} &= C^{S*}_{G,1970-1980} + C^{S*}_{R,1970-1980} \\
\Delta P_{1980-1991} &= C^{S*}_{G,1980-1991} + C^{S*}_{R,1980-1991} \\
\Delta P_{1991-2000} &= C^{S*}_{G,1991-2000} + C^{S*}_{R,1991-2000}
\end{aligned}
\qquad (33)
$$

Ou em:

$$\begin{aligned} \Delta P_{1970-2000} &= C^{S*}_{G,1970-2000} + C^{S*}_{R,1970-2000} \\ = \quad = \quad = \\ \Delta P_{1970-1980} &= C^{S*}_{G,1970-1980} + C^{S*}_{R,1970-1980} \\ + \quad + \quad + \\ \Delta P_{1980-2000} &= C^{S*}_{G,1980-2000} + C^{S*}_{R,1980-2000} \end{aligned} \qquad (34)$$

Ainda em:

$$\begin{aligned} \Delta P_{1970-2000} &= C^{S*}_{G,1970-2000} + C^{S*}_{R,1970-2000} \\ = \quad = \quad = \\ \Delta P_{1970-1991} &= C^{S*}_{G,1970-1991} + C^{S*}_{R,1970-1991} \\ + \quad + \quad + \\ \Delta P_{1991-2000} &= C^{S*}_{G,1991-2000} + C^{S*}_{R,1991-2000} \end{aligned} \qquad (35)$$

Por fim, cabe ressaltar que a decomposição espacial é realizada de maneira análoga à decomposição temporal bilateral acima apresentada, com os subscritos antes referentes às unidades temporais agora representando as unidades geográficas, as mesorregiões. O processo analítico de decomposição é o mesmo e baseia-se na construção de níveis de pobreza hipotéticos (contra-factuais) que combinam a renda média de uma unidade seccional com a estrutura distributiva de outra, tal como na decomposição temporal. A decomposição/microssimulação é feita tendo como referência a média de Minas Gerais, sendo a questão relevante agora entender o que explica a diferença entre os níveis de pobreza de duas unidades seccionais: a diferença entre as rendas médias ou na distribuição de renda intra-seccional.

### 3.6-Crescimento Pró-Pobre: o Índice de Kakwani e Pernia (2000)

Considerando pró-pobre o crescimento redutor da pobreza e que vem acompanhado por uma queda de desigualdade de renda relativa, ou seja, quando o *gap* de renda entre pobres e não-pobres se fecha, calcula-se o Índice de Crescimento Pró-Pobre proposto por Kakwani e Pernia (2000). Este índice é derivado da Decomposição de Shapley, discutida de maneira pormenorizada na seção anterior. Para o cálculo deste índice, a variação na pobreza e os componentes crescimento e redistribuição são computados de maneira proporcional e não absoluta, como anteriormente. Dessa maneira tem-se da equação (18) que:

$$\Delta P^{\gamma} = \ln P(\mu_2, L_2) - \ln P(\mu_1, L_1) \quad (36)$$

Onde $\gamma$ identifica que a variação na pobreza é proporcional. Os componentes redistribuição e crescimento bilaterais são obtidos da linearização da equação (20):

$$\begin{aligned} C_G^{S\gamma} &= \frac{1}{2}[\ln P(\mu_2, L_2) - \ln P(\mu_1, L_2) + \ln P(\mu_2, L_1) - \ln P(\mu_1, L_1)] \\ C_R^{S\gamma} &= \frac{1}{2}[\ln P(\mu_2, L_2) - P(\ln \mu_2, L_1) + P(\ln \mu_1, L_2) - P(\ln \mu_1, L_1)] \end{aligned} \quad (37)$$

E de maneira análoga têm-se os mesmos componentes para o caso multi-período, descrito nas equações de (25) a (35). Agora, o componente crescimento representa a mudança proporcional da pobreza em decorrência da mudança na renda média, mantendo-se a Curva de Lorenz constante. E o componente redistribuição a mudança proporcional da medida de pobreza quando a Curva de Lorenz se altera e a renda média se mantém constante[87].

Supondo uma taxa de crescimento positiva da renda domiciliar *per capita* ($g_{1,2}$), a elasticidade da pobreza é definida como:

$$\eta = \frac{\Delta P^{\gamma}}{g_{1,2}} \quad (38)$$

A partir da propriedade da aditividade temos que a mudança proporcional total na pobreza ($\eta$) quando há um crescimento na renda de 1% é a soma da mudança proporcional na pobreza ocasionada pelo componente crescimento ($\eta_G$) com a mudança decorrente do componente redistribuição ($\eta_R$):

$$\eta = \eta_G + \eta_R = \frac{C_G^{S\gamma}}{g_{1,2}} + \frac{C_R^{S\gamma}}{g_{1,2}} \quad (39)$$

Isto é, a elasticidade renda-pobreza é dada por um efeito renda do crescimento e por um efeito desigualdade. Se há crescimento da renda *per capita* média entre dois pontos no tempo $t$ ($t = 1,2$), como 1970 e 2000, o efeito renda do crescimento na pobreza ($\eta_G$) será sempre negativo, indicando uma queda na pobreza. Já se houver também uma piora na desigualdade de renda o efeito desigualdade ($\eta_R$) será positivo, indicando que o crescimento é pró-rico, pois os ricos se beneficiariam proporcionalmente mais do episódio

[87] Vale notar que as propriedades desejáveis: simetria, transitividade e aditividade ainda continuam válidas, dado que realizamos uma transformação monotônica das equações originais.

de crescimento. O crescimento é pró-pobre quando leva a uma redistribuição em favor dos classificados como pobres, o que se traduz em um $\eta_R$ negativo. Assim, o índice de crescimento pró-pobre pode ser definido como:

$$\phi = \frac{\eta}{\eta_G} \quad (40)$$

Se $\phi > 1$ o crescimento é estritamente pró-pobre, na taxonomia de Kakwani e Pernia (2000), acontecendo quando $\eta_R < 0$. Mas se há crescimento da renda com $\eta_R > 0$, temos crescimento não estritamente pró-pobre, pois embora a pobreza tenha se reduzido esta foi acompanhada por uma piora na desigualdade de renda, sendo $0 < \phi < 1$. Este caso pode caracterizar um episódio de crescimento *trickle-down.* Por fim, um crescimento empobrecedor (*immiserizing growth*) é representado por $\phi < 1$.

Caracterizados os episódios de crescimento, uma recessão pode ser considerada pró-pobre quando a taxa de crescimento negativa resultar em uma piora na incidência da pobreza proporcionalmente menor ao aumento proporcional da pobreza decorrente do componente crescimento (neste caso recessão), ou seja, quando a recessão levar a um processo redistributivo em prol dos indivíduos na cauda inferior da distribuição de renda. Assim, no caso de recessão, o índice de recessão pró-pobre será:

$$\phi = \frac{\eta_G}{\eta} \quad (41)$$

Quando $\phi > 1$, a recessão é pró-pobre e pró-rico se $\phi < 1$.

Em suma, através da linearização dos componentes crescimento e redistribuição, calculados de maneira bilateral ou multilateral, estima-se a elasticidade renda-pobreza, bem como a contribuição proporcional de cada componente para a variação percentual na pobreza. O índice de crescimento pró-pobre é senão uma medida resumo capaz de caracterizar o comportamento dos episódios de crescimento e recessão, se pró-pobres ou pró-ricos.

# CAPÍTULO 4: A decomposição da variação da pobreza e a avaliação do crescimento pró-pobre em Minas Gerais

Neste capítulo são apresentados os resultados da análise das inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento para as mesorregiões mineiras, no período 1970-2000. Na seção 4.1, analisamos a evolução e comportamento da renda domiciliar *per capita* média e da desigualdade de renda em Minas Gerais e nas mesorregiões do estado, no período 1970-2000 e, na seção 4.2, da pobreza absoluta e relativa. Na seção seguinte, 4.3, investiga-se como a desigualdade e o crescimento afetaram a pobreza ao longo das 3 décadas. O capítulo finda com a investigação espacial (seccional) da desigualdade regional mineira, na seção 4.4.

## 4.1-Renda média, mediana e desigualdade de renda

Nos 30 anos em estudo (1970-2000), a renda domiciliar *per capita* média real do estado de Minas Gerais, doravante renda média, apresentou crescimento de 109,43%, ou 3,65% ao ano, ver TAB. A.2 do Anexo, passando de R$ 92,54, em 1970, para R$276,44, em 2000, ver TAB 4.1. Embora o desempenho da economia mineira, medido pelo crescimento médio anual do PIB, tenha sido superior à média nacional nas 3 décadas (ver TAB. 2.5, no capítulo 2), o aumento da renda média não foi contínuo ao longo das décadas, acompanhando a conjuntura macroeconômica nacional. Ademais, devido à grande disparidade regional intra-estadual, a renda média apresenta padrão espacial heterogêneo, bem como padrões de crescimento destoantes do comportamento médio do estado.

**TABELA 4.1-Renda Domiciliar *per capita* Média e Mediana, por mesorregião, em R$ de Agosto de 2000,1970-2000**

| Mesorregião | 1970 | | 1980 | | 1991 | | 2000 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Média | Mediana | Média | Mediana | Média | Mediana | Média | Mediana |
| Noroeste de Minas | 62,71 | 41,26 | 178,93 | 93,33 | 135,45 | 71,22 | 229,60 | 105,00 |
| Norte de Minas | 56,49 | 34,38 | 117,29 | 64,93 | 96,59 | 48,56 | 133,03 | 65,20 |
| Jequitinhonha | 49,87 | 28,65 | 93,61 | 53,65 | 80,94 | 42,49 | 113,97 | 57,50 |
| Vale do Mucuri | 55,83 | 30,68 | 122,51 | 59,23 | 106,24 | 48,56 | 152,42 | 70,00 |
| T. Mineiro/A. Paranaíba | 102,44 | 57,31 | 250,90 | 137,12 | 232,43 | 125,56 | 330,85 | 168,60 |
| Central Mineira | 79,31 | 50,89 | 187,65 | 104,15 | 150,74 | 80,93 | 226,79 | 120,80 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 148,01 | 78,05 | 316,09 | 167,47 | 270,06 | 124,76 | 355,32 | 162,50 |
| Vale do Rio Doce | 61,84 | 34,38 | 163,95 | 81,77 | 138,37 | 66,90 | 210,54 | 100,67 |
| Oeste de Minas | 77,54 | 45,58 | 192,73 | 110,10 | 168,01 | 96,14 | 269,34 | 151,00 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 93,28 | 55,02 | 215,28 | 115,91 | 193,35 | 101,97 | 291,10 | 151,00 |
| Campo das Vertentes | 88,51 | 47,31 | 195,56 | 104,32 | 156,95 | 80,12 | 237,91 | 125,00 |
| Zona da Mata | 86,35 | 45,85 | 190,29 | 97,64 | 168,05 | 78,23 | 255,12 | 127,89 |
| **Minas Gerais** | **92,54** | **48,14** | **217,95** | **112,42** | **192,17** | **90,44** | **276,44** | **134,00** |

NOTA : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

Durante a década de 1970, do Milagre Econômico, a renda real média dos brasileiros aumentou 80%, como mostra Rocha (2006), enquanto em Minas Gerais, com um crescimento médio anual do PIB de 11,67%, em comparação com a média nacional de 8,56% (Simão, 2004), a renda média ampliou-se em 85,66%. Sendo o maior crescimento verificado para a mesorregião Noroeste de Minas (104,84%) e o menor para Jequitinhonha (62,97%). Já durante a década perdida, 1980, em um cenário nacional de estagnação da renda *per capita*, baixas taxas de crescimento do produto e espiral inflacionária, a renda média mineira experimentou uma contração de 12,59%, passando de R$ 217,95, em 1980, para R$192,17, em 1991. A menor redução na renda ocorreu no Triângulo Mineiro (-7,65%) e a maior no Noroeste de Minas (-27,84%). Com a estabilização nos anos de 1990, a renda média mineira retoma uma trajetória tímida de crescimento, 36,36% na década, quando comparada à época do milagre, atingindo o nível de R$ 276,44, no ano de 2000. Novamente, o Noroeste de Minas foi a mesorregião com crescimento mais expressivo (52,78%), enquanto o menor aumento foi experimentado pela Região Metropolitana de Belo Horizonte (27,44%), ver TAB. A.2 e 4.1.

Durante todo o período, a Região Metropolitana de Belo Horizonte apresentou a maior renda média, seguida das mesorregiões do Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba e Sul/Sudoeste de Minas e o Jequitinhonha a menor renda média, acompanhada no Norte de Minas e Vale do Mucuri, ver TAB. 4.1. Assim, a disparidade regional mineira refletida na discrepância de nível e crescimento da renda média mesorregional parece se perpetuar ao

longo das décadas. Utilizando a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE ($rdpc_ocde$), o mesmo comportamento se verifica inter-temporal e inter-seccionalmente (entre as mesorregiões), ver TAB. A.5 e A.6.

A enorme discrepância entre a renda média e a renda mediana, tanto para $rdpc$ quanto para $rdpc_ocde$, revela uma enorme assimetria positiva na curva de distribuição da renda, ver TAB. 4.1, A.2, A.5 e A.6, que se reflete nos indicadores de desigualdade de renda, Índice de Gini e T-Theil. Como são índices que tentam captar o grau de desigualdade de renda de uma distribuição, estes indicadores são complementares por darem maior ou menor peso à renda apropriada pela média ou pelos mais pobres (cauda inferior) da distribuição.

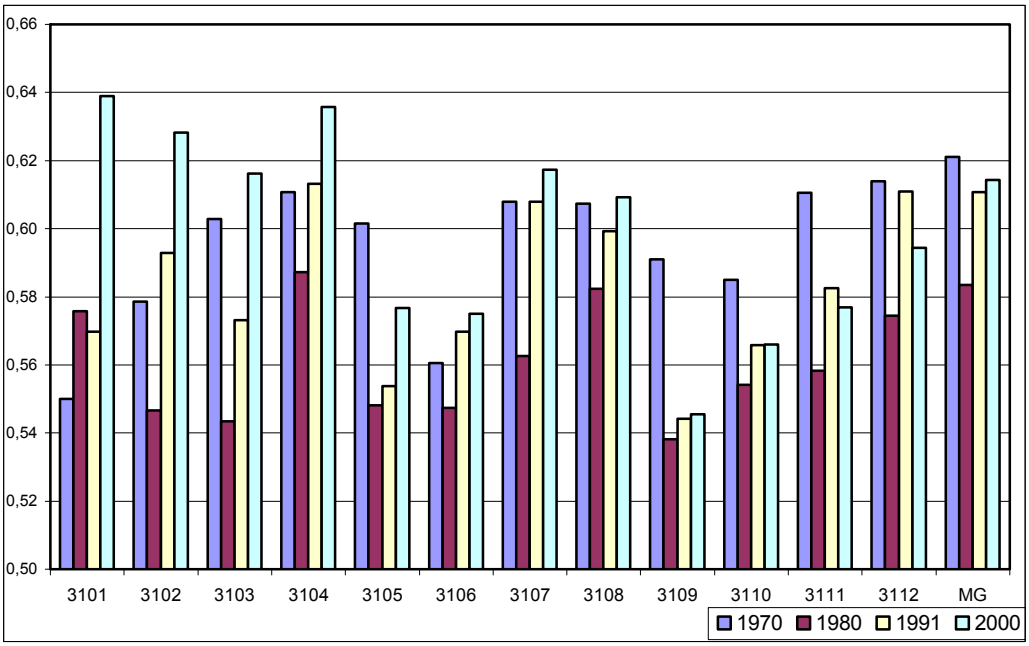
Observando o Índice de Gini, percebe-se que, de 1970 a 2000, a desigualdade de renda de Minas Gerais se manteve praticamente constante, passando de 0,62, em 1970, para 0,61, em 2000, ver TAB. A.9 (e TAB. A.12 para $rdpc_ocde$, com a desigualdade apresentando comportamento similar ao verificado com a utilização de $rdpc$). Contudo, o desempenho decenal revela uma melhora de 6,22%, de 1970 a 1980, a despeito da piora na concentração de renda brasileira, também medida pelo Índice de Gini, verificada por Bonelli e Ramos (1993), para o mesmo período do Milagre. O Índice de Gini dá mais peso ao centro da distribuição de renda. Então, no acentuado crescimento do PIB mineiro na década de 1970, acompanhado pelo grande crescimento da renda domiciliar *per capita* média, pode residir a explicação para a notada queda do Gini de 1970 a 1980.

Esta redução, no entanto, foi contraposta pelo acirramento na década seguinte, década de 1980, passando o Gini de 0,58, em 1980, para 0,61, em 1991. Como apresentado acima, nesta década, a renda média caiu, seguindo o comportamento recessivo nacional. A "estabilidade inaceitável" da desigualdade de renda brasileira nos anos 1990, medida pelo Gini, e destacada no capítulo 2, também se verifica para o caso do comportamento médio mineiro, pois o Índice de Gini de 2000 continuou no patamar de 0,61.

O comportamento mesorregional do Índice de Gini não apresenta padrão claro de diferenciação em relação à renda média de cada mesorregião. Tanto mesorregiões com elevada renda média (superior à média do estado), como Zona da Mata e Central Mineira,

quanto mesorregiões com baixa renda, como Jequitinhonha e Vale do Mucuri, apresentam elevados índices, próximos do valor médio para do estado. Tal constatação alinha-se ao encontrado por Prates (1996), para as regiões de planejamento mineiras em 1980, que não encontra relação direta entre nível de renda e de desigualdade. A variação ao longo das 2 primeiras décadas acompanha a variação da média do estado para todas as mesorregiões, com exceção relevante cabendo à Noroeste de Minas. De 1991 para 2000, enquanto o Gini mineiro permanece constante, este índice aumenta para a maioria das mesorregiões, exceção agora cabendo ao Campo das Vertentes e Zona da Mata, como pode ser visto no GRÁF. 4.1 e na TAB. A.9.

**GRÁFICO 4.1-Evolução da Desigualdade da renda domiciliar *per capita*, medida pelo Índice de Gini, nas mesorregiões mineiras, 1970-2000**

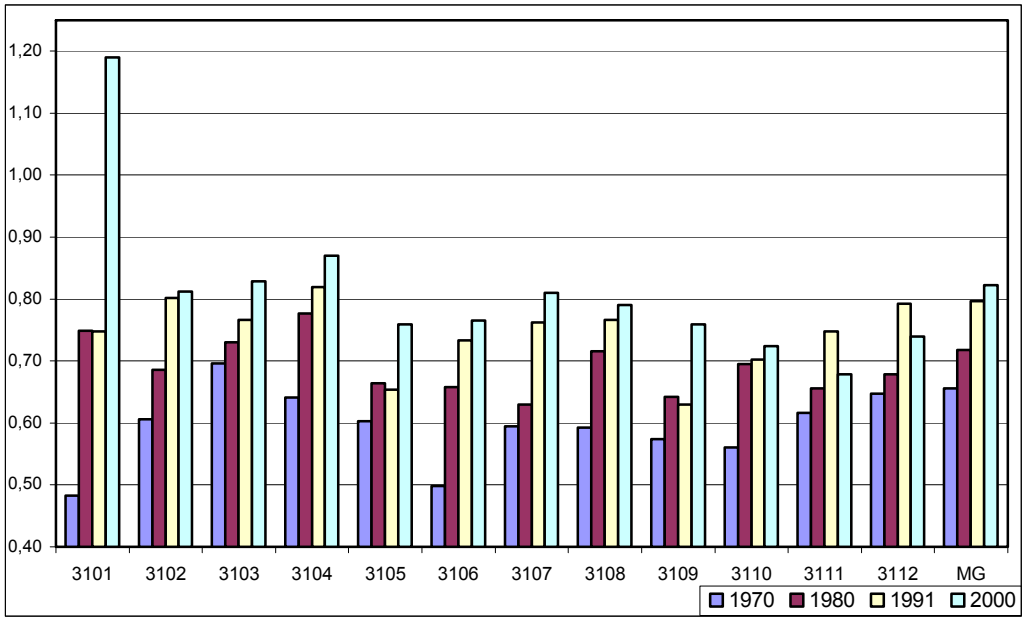



Nota: 3101-Noroeste de Minas, 3102-Norte de Minas, 3103-Jequitinhonha, 3104-Vale do Mucuri, 3105-T. Mineiro/A. Paranaíba, 3106-Central Mineira, 3107-Metropolitana de Belo Horizonte, 3108-Vale do Rio Doce, 3109-Oeste de Minas, 3110-Sul/Sudoeste de Minas, 3111-Campo das Vertentes e 3112-Zona da Mata.
Fonte: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

Analisando a outra medida de desigualdade, T-Theil, que foi computada apenas para as rendas domiciliares *per capita* ($rdpc$ e $rdpc_ocde$) positivas, o comportamento da desigualdade é um tanto diverso do apresentado quando se utiliza o Índice de Gini, no intuito de medir a desigualdade na distribuição de renda de Minas Gerais e das mesorregiões mineiras. Tal diferença reside no fato do T-Theil dar mais peso à cauda inferior da distribuição de renda, em comparação com o Gini, que é mais influenciado pelo comportamento médio (Hoffmann, 1998).

Ao contrário do Índice de Gini, ao longo das décadas, o T-Theil mineiro apresentou crescimento contínuo, tanto para *rdpc* quanto para *rdpc_ocde*, passando de 0,66, em 1970, para 0,82, em 2000, no caso da *rdpc*, ver TAB. A.9 e A.12. A piora da concentração de renda apurada por este índice para Minas Gerais e todas as mesorregiões, na década de 1970, acompanha a piora nacional e é agora captada por ser o T-Theil mais sensível à cauda inferior, isto é, à renda dos mais pobres, que aumentou proporcionalmente menos que a renda média da população em todas as mesorregiões e na média do estado, ver TAB. A.3, A.4, A.7 e A.8. Tal piora não foi percebida com a utilização do Gini, devido ao grande crescimento da renda média neste período, ver TAB. A.2 e A.5, refletida na redução do Gini nesta década.

**GRÁFICO 4.2-Evolução da Desigualdade da renda domiciliar *per capita*, medida pelo T-Theil, nas mesorregiões mineiras, 1970-2000**




Nota: 3101-Noroeste de Minas, 3102-Norte de Minas, 3103-Jequitinhonha, 3104-Vale do Mucuri, 3105-T. Mineiro/A. Paranaíba, 3106-Central Mineira, 3107-Metropolitana de Belo Horizonte, 3108-Vale do Rio Doce, 3109-Oeste de Minas, 3110-Sul/Sudoeste de Minas, 3111-Campo das Vertentes e 3112-Zona da Mata.
Fonte: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

Como mostra o GRAF. 4.2, nas décadas seguintes, o T-Theil das mesorregiões continuou refletindo um processo de concentração de renda, com exceção do Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba e Oeste de Minas, com uma leve melhora durante a década de 1980 e do Campo das Vertentes e Zona da Mata, que apresentaram redução deste índice na década seguinte, de 1990. A decomposição do T-Theil revela que a desigualdade da renda domiciliar *per*

*capita*, corrigida ou não pela escala da OCDE, entre as mesorregiões contribui com menos de 10% para a desigualdade de renda total do estado, em todos os anos investigados, tendo a desigualdade intra-meso, desigualdade interna às mesorregiões, contribuição crescente, respectivamente 91,2%, 92,5%,93,01% e 95,3% para 1970, 1980, 1991 e 2000, ver TAB. A.9 e A.12.

Em suma, a análise das medidas de desigualdade mostra que a concentração de renda em Minas Gerais é elevada e tendeu a se acirrar ao longo das décadas. Contudo, tanto mesorregiões com renda média baixa quanto mesorregiões ricas apresentam elevados índices de desigualdade, sendo a desigualdade entre as mesorregiões pequena.

## 4.2-Pobreza absoluta e relativa

Em 1970, mais de 7 milhões de pessoas eram classificadas como pobres e 4 milhões como extremamente pobres em Minas Gerais, o que corresponde a uma proporção de pobres ($P_0$) de 65,73% e de extrema pobreza de 41,89%, adotando-se linhas de pobreza e extrema pobreza absolutas de R$75,50 e R$ 37,75 e como variável de renda a *rdpc*, ver TAB. 4.2, 4.3 e A.15. Com a *rdpc_ocde* estes montantes se reduzem respectivamente para 6 e 3 milhões e 55.22% e 32,88%, pois se leva em conta a economia de escala do consumo familiar, ver TAB. A.16, A.19 e A.20. Independentemente da variável de renda, se *rdpc* ou *rdpc_ocde*, cerca de 2/3 ($\cong 66\%$) dos pobres e extremamente pobres se localizavam em 5 das 12 mesorregiões, quais sejam: Norte de Minas, Metropolitana de Belo Horizonte, Vale do Rio Doce, Zona da Mata e Sul/Sudoeste de Minas.

**TABELA 4.2-Número e participação na pobreza absoluta por mesorregião, para a renda domiciliar *per capita*, 1970-2000**

| Mesorregião | 1970 | | 1980 | | 1991 | | 2000 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % |
| Noroeste de Minas | 170 | 2,31 | 110 | 2,41 | 157 | 2,41 | 112 | 2,25 |
| Norte de Minas | 768 | 10,44 | 632 | 13,91 | 911 | 13,92 | 820 | 16,55 |
| Jequitinhonha | 493 | 6,71 | 400 | 8,79 | 463 | 7,08 | 408 | 8,24 |
| Vale do Mucuri | 347 | 4,72 | 228 | 5,01 | 261 | 3,99 | 200 | 4,03 |
| Triângulo Mineiro/Alt | 641 | 8,71 | 295 | 6,50 | 418 | 6,39 | 292 | 5,90 |
| Central Mineira | 199 | 2,71 | 105 | 2,31 | 160 | 2,44 | 105 | 2,11 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1.189 | 16,16 | 676 | 14,86 | 1.353 | 20,69 | 1.179 | 23,80 |
| Vale do Rio Doce | 1.035 | 14,07 | 644 | 14,17 | 774 | 11,84 | 572 | 11,55 |
| Oeste de Minas | 363 | 4,93 | 199 | 4,37 | 277 | 4,23 | 147 | 2,97 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 887 | 12,06 | 483 | 10,63 | 684 | 10,47 | 413 | 8,33 |
| Campo das Vertentes | 230 | 3,13 | 141 | 3,11 | 212 | 3,25 | 143 | 2,87 |
| Zona da Mata | 1.034 | 14,06 | 632 | 13,91 | 870 | 13,30 | 565 | 11,40 |
| **Minas Gerais** | **7.357** | **100,00** | **4.545** | **100,00** | **6.539** | **100,00** | **4.956** | **100,00** |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc) e linha de pobreza absoluta de R$75,50.
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

Destas 5 mesorregiões, a Região Metropolitana de Belo Horizonte se destaca, desde então, como centro polarizador de renda, o que se reflete em uma renda média superior à renda média do estado, ver TAB. 4.1 e A.5. É interessante notar, no entanto, que a renda média dos classificados como pobres (ou na extrema pobreza) é relativamente homogênea entre as mesorregiões e se aproxima dos valores medianos, mesmo com o padrão espacial heterogêneo da distribuição da renda média, discutido na seção anterior, ver TAB. A.3, A.4, A.7 e A.8. Nos demais anos, essa homogeneidade e aproximação com a renda mediana também é verificada.

**TABELA 4.3-Número e participação na pobreza extrema absoluta por mesorregião, para a renda domiciliar *per capita*, 1970-2000**

| Mesorregião | 1970 | | 1980 | | 1991 | | 2000 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % |
| Noroeste de Minas | 107 | 2,28 | 36 | 2,23 | 70 | 2,36 | 45 | 2,21 |
| Norte de Minas | 516 | 11,01 | 264 | 16,47 | 524 | 17,67 | 450 | 22,27 |
| Jequitinhonha | 354 | 7,54 | 197 | 12,32 | 282 | 9,52 | 226 | 11,17 |
| Vale do Mucuri | 248 | 5,29 | 107 | 6,68 | 152 | 5,14 | 103 | 5,09 |
| Triângulo Mineiro/Alt | 380 | 8,10 | 65 | 4,04 | 121 | 4,06 | 82 | 4,04 |
| Central Mineira | 118 | 2,51 | 29 | 1,79 | 62 | 2,10 | 34 | 1,70 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 687 | 14,65 | 180 | 11,25 | 517 | 17,43 | 424 | 21,00 |
| Vale do Rio Doce | 715 | 15,24 | 269 | 16,77 | 403 | 13,58 | 255 | 12,60 |
| Oeste de Minas | 229 | 4,89 | 53 | 3,32 | 99 | 3,32 | 39 | 1,94 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 526 | 11,23 | 126 | 7,87 | 235 | 7,92 | 112 | 5,53 |
| Campo das Vertentes | 147 | 3,14 | 44 | 2,76 | 90 | 3,03 | 48 | 2,39 |
| Zona da Mata | 662 | 14,12 | 232 | 14,50 | 411 | 13,87 | 203 | 10,05 |
| **Minas Gerais** | **4.689** | **100,00** | **1.601** | **100,00** | **2.965** | **100,00** | **2.020** | **100,00** |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc) e linha de extrema pobreza absoluta pobreza de R$37,75.
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

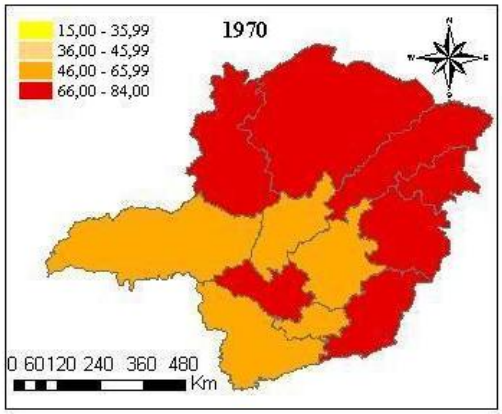
Em todo o estado, a proporção de pobres ($P_0$) em 1970 é bastante elevada, mas, assim como com a renda média, apresenta padrão espacial heterogêneo. As maiores taxas, bem

superiores à de Minas Gerais, são as das mesorregiões ao Norte do estado, Norte de Minas (79,89%), Noroeste de Minas (74,13%), Jequitinhonha (84,27%), Vale do Mucuri (80,58%) e Vale do Rio Doce (76,55%). A Região Metropolitana de Belo Horizonte apresenta a menor proporção de pobres, 48,82%. Para a $rdpc_ocde$ e para a extrema pobreza, o mesmo padrão heterogêneo é verificado, ver TAB. A.15 e A.16. Utilizando as medidas hiato de pobreza ($P_1$) e severidade da pobreza ($P_2$), sensíveis não só à extensão, mas também à intensidade da pobreza (ou extrema pobreza), no caso de $P_2$, à desigualdade de renda entre os pobres, as mesorregiões da porção Norte continuam apresentando as maiores taxas. As FIG. 4.1 à 4.6 mostram a evolução temporal da pobreza e da extrema utilizando a $rdpc$[88], para as três medidas.

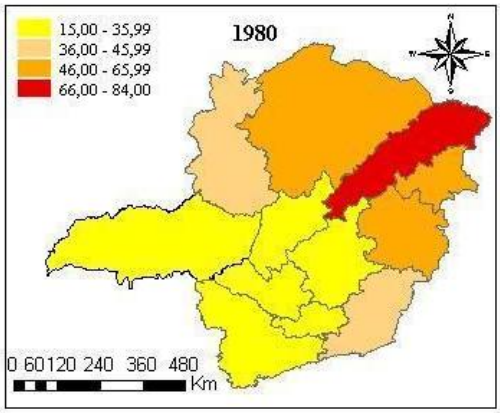
A pobreza e a extrema pobreza caem de 1970 para 1980, em todas as mesorregiões, para todas as medidas ($P_0$, $P_1$ e $P_2$) e variáveis de renda, parecendo acompanhar o grande aumento da renda média deste período do Milagre e a forte queda na pobreza nacional, como mostra Rocha (2006), ver TAB. A.15 e A.16 e FIG. 4.1 à 4.6. Com isso, o número de pobres cai acentuadamente. Em 1980, 4,5 (3,1) milhões de pessoas eram pobres no estado e deste total 1,6 (0,85) milhões estavam na situação de extrema pobreza, utilizando-se a $rdpc$ ($rdpc_ocde$), ver TAB. 4.2, 4.3, A.19 e A.20.

**FIGURA 4.1-Pobreza Absoluta: Evolução da Proporção de Pobres, 1970-2000**

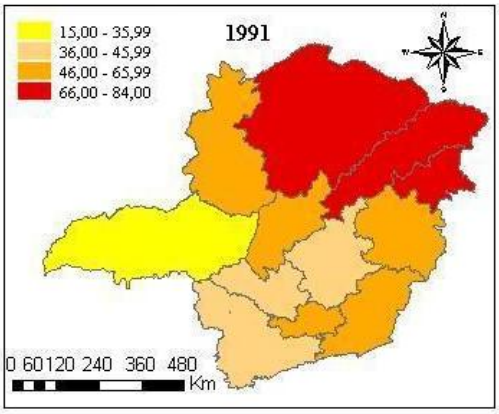
[88] A representação espacial da pobreza e da extrema pobreza nos mapas não foi feita para a renda domiciliar *per capita* corrigida pela escada da OCDE (*rdpc_ocde*) por ser o padrão similar ao apresentado com a utilização da renda sem tal ponderação.



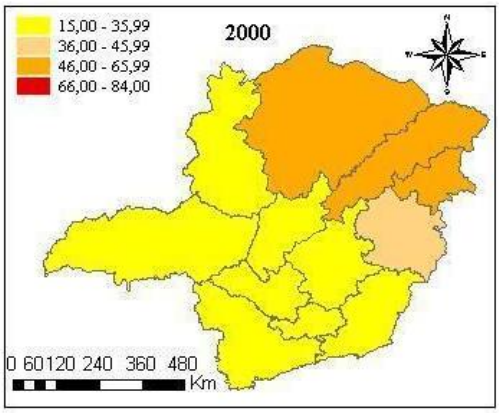

Fonte primária: Censo Demográfico de 1970.




Fonte primária: Censo Demográfico de 1980.



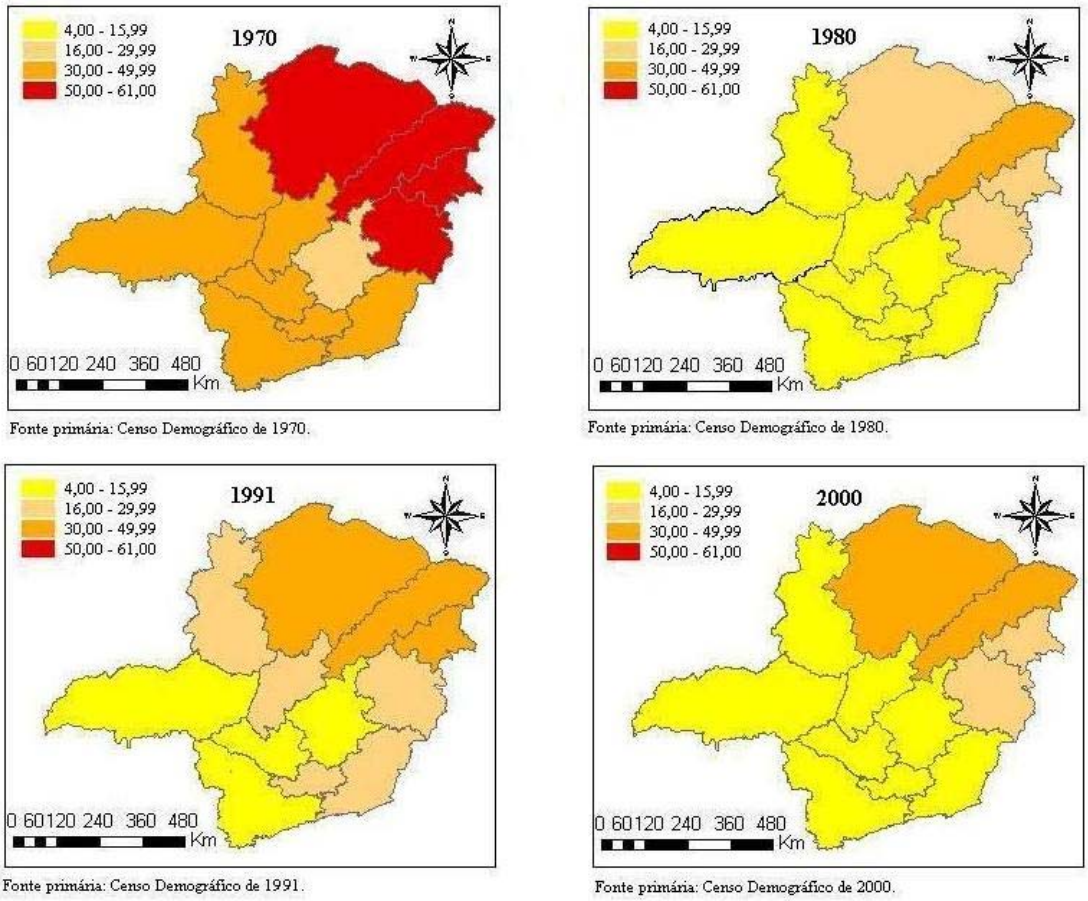

Fonte primária: Censo Demográfico de 1991.




Fonte primária: Censo Demográfico de 2000.

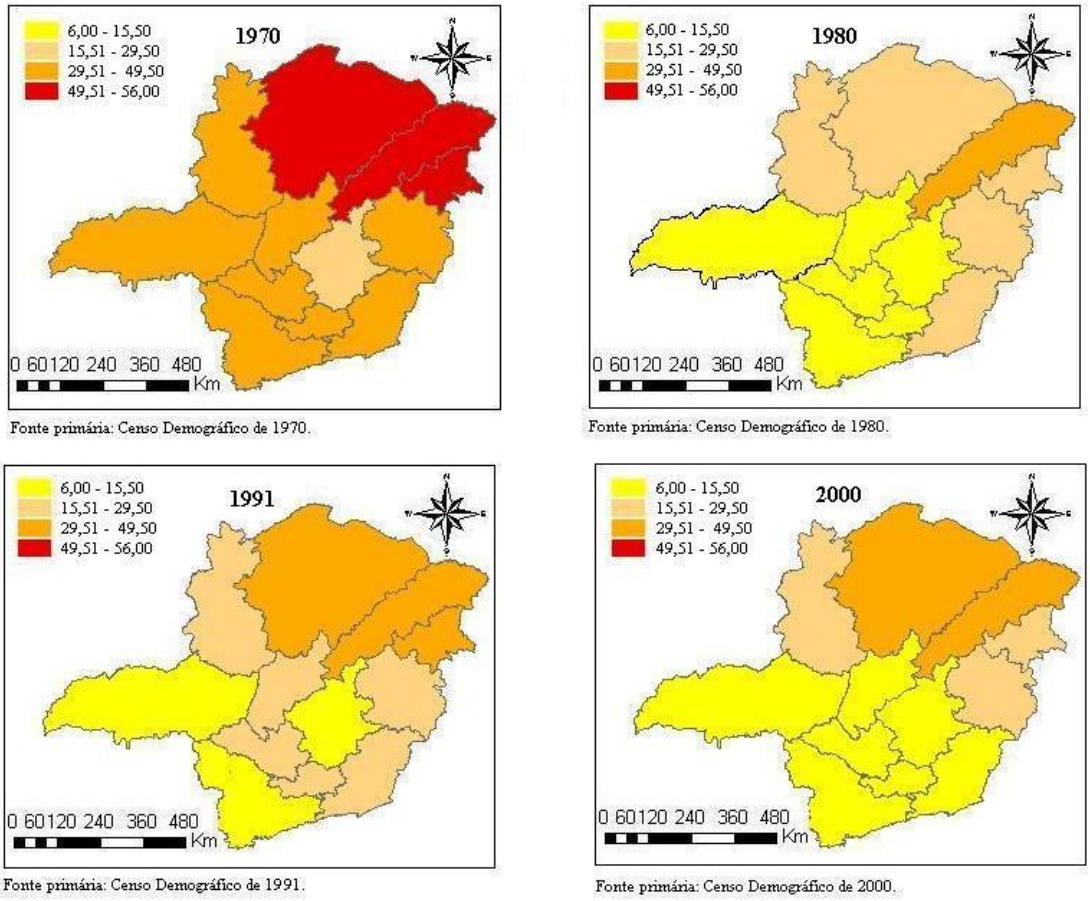
Para $P_0$ e $rdpc$, 34,33% da população mineira vivia abaixo da linha de pobreza, em 1980, sendo 12,09% extremamente pobres. As mesorregiões da porção Norte ainda contribuíam com as maiores taxas, embora substancialmente inferiores as de 1970: Noroeste de Minas (40,24%, para a pobreza, e 13,09% para a extrema pobreza), Norte de Minas (56,58% e 23,60%), Jequitinhonha (66,59% e 32,86%), Vale do Mucuri (59,06% e 27,74%) e Vale do Rio Doce (46,61% e 19,43%). A Região Metropolitana de Belo Horizonte possuía a menor proporção do estado, 19% para a pobreza, e 5,06% para a extrema pobreza, mas concentrava o maior contingente de pobres, 14,86%, e 11,25% dos extremamente pobres.

**FIGURA 4.2-Pobreza Absoluta: Evolução da Proporção de Extremamente Pobres, 1970-2000**



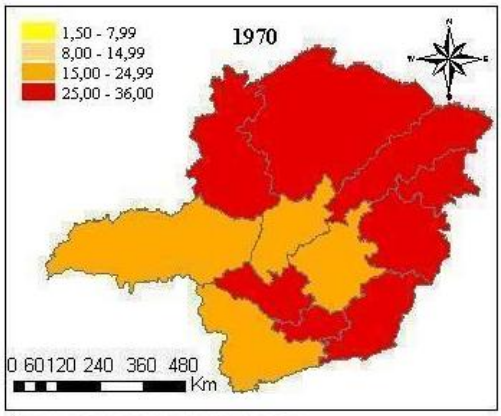

Na década seguinte, de 1980, os indicadores ($P_0$, $P_1$ e $P_2$) mostram um acirramento da pobreza que também pode estar associado à queda da renda média e ao aumento da concentração de renda, acompanhando o cenário macroeconômico também adverso. Em 1991, a proporção de pobres ($P_0$) atinge os 42,81% e a de extremamente pobres 19,41%, para *rdpc*, ver TAB. A.15 e A.16. Mesmo com a recessão dos anos 1980, não voltamos aos patamares insustentáveis de 1970.

**FIGURA 4.3-Pobreza Absoluta: Evolução do Hiato de Pobreza, 1970-2000**

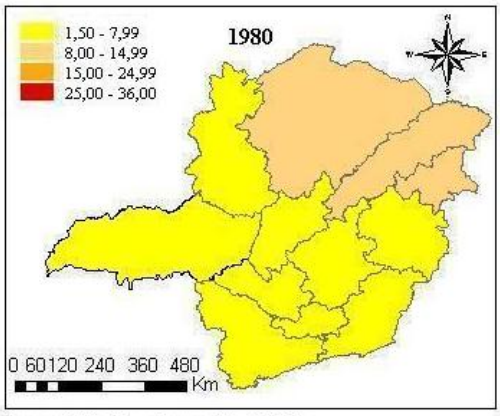



Em 1991, o número de pobres chega a 6,5 milhões, sendo extremamente pobres 2,9 milhões, com a Região Metropolitana de Belo Horizonte, de maior renda média do estado e $P_0$ de 30,28%, concentrando quase 21% do contingente de pobres e 17,43% das pessoas na extrema pobreza. A mesorregião Norte de Minas, com uma proporção de pobres de 68,94%, concentra outros 13,92% dos pobres e 17,67% dos extremamente pobres, ver TAB. 4.2 e 4.3. A conformação espacial da pobreza e da extrema pobreza, a despeito da piora dos indicadores, se mantém, com as mesorregiões ao sul apresentando indicadores de pobreza melhores, em comparação com as regiões-problema, bolsões crônicos de pobreza, ver FIG, 4.1 a 4.6. Análise similar pode ser realizada com a utilização da *rdpc_ocde* e, por isso, foi omitida.

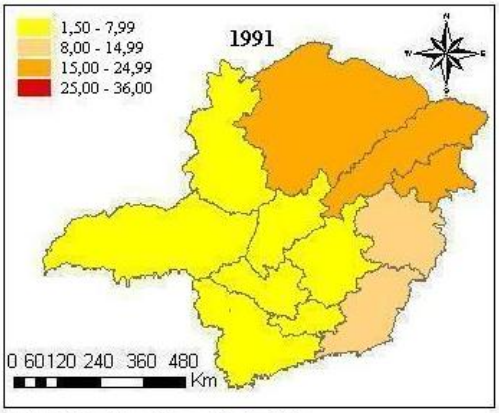
**FIGURA 4.4-Pobreza Absoluta: Evolução do Hiato de Extrema Pobreza, 1970-2000**



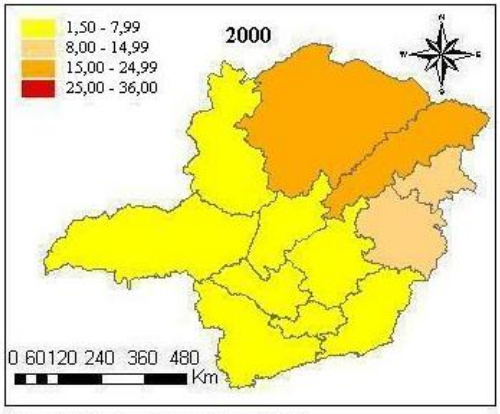

Fonte primária: Censo Demográfico de 1970.




Fonte primária: Censo Demográfico de 1980.



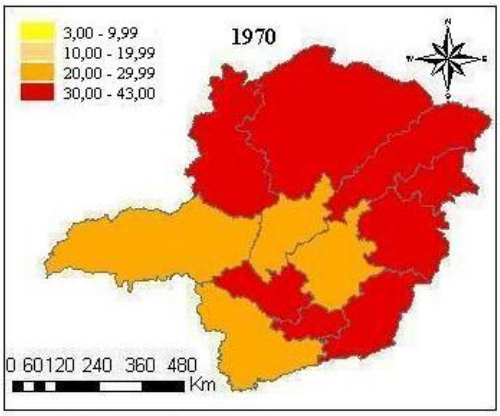

Fonte primária: Censo Demográfico de 1991.



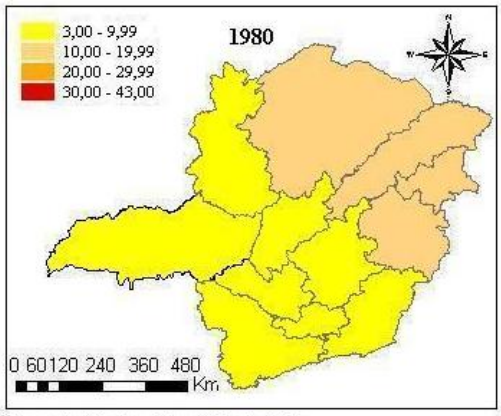

Fonte primária: Censo Demográfico de 2000.

Por fim, a última década em análise, 1990, apresenta uma melhora nos níveis de pobreza, para os 3 indicadores, podendo ser visualizada nos mapas (FIG. 4.1 à 4.6) e nas TAB. A.15 e A.16. Em 2000, quase 30% da população mineira vivia abaixo desta linha de pobreza (4,9 milhões de pessoas) e 11,36% da de extrema pobreza (2,02 milhões de pessoas). Nas mesorregiões Norte de Minas (55,39%), Vale do Mucuri (52,67%) e Jequitinhonha (60,63%), ainda mais da metade da população é pobre, medindo por $P_0$, ao passo que, no Triângulo/Alto Paranaíba, a proporção de pobres cai para 15,73 %, ver TAB A.15 e A.16. Apesar de as três mesorregiões citadas apresentarem as maiores proporções de pobres, é na Região Metropolitana de Belo Horizonte onde se concentra o maior número absoluto de pobres, sendo quase ¼ do total de Minas Gerais, ver TAB. 4.2 e 4.3. Enquanto o maior contingente de pessoas na extrema pobreza se concentre no Norte de Minas (22,27%), que apresenta um $P_0$ de 30,38% para a extrema pobreza, superado apenas pelo Vale do Jequitinhonha, 33,52%.

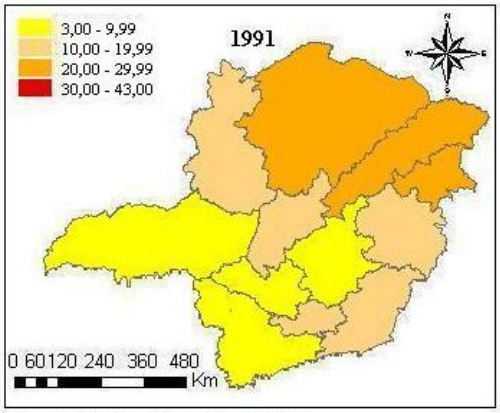
**FIGURA 4.5-Evolução da Severidade da Pobreza, 1970-2000**



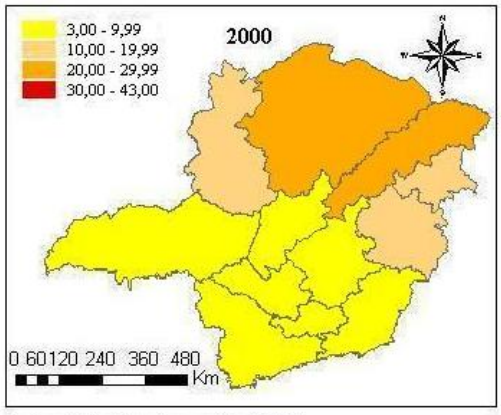

Fonte primária: Censo Demográfico de 1970.




Fonte primária: Censo Demográfico de 1980.



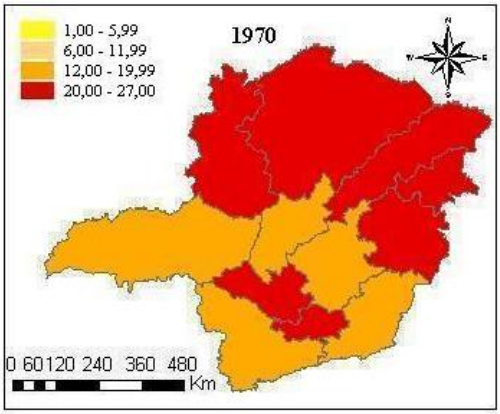

Fonte primária: Censo Demográfico de 1991.



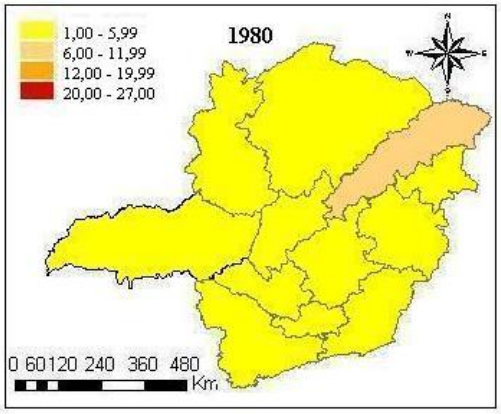

Fonte primária: Censo Demográfico de 2000.

Em síntese, apesar do dinamismo da economia mineira, que confere ao estado lugar de destaque no cenário nacional, coexistem em Minas Gerais regiões ricas e desenvolvidas com regiões caracterizadas por bolsões crônicos de pobreza. O padrão espacial da pobreza absoluta é heterogêneo e aparenta se perpetuar ao longo das décadas. Mesmo com a sensível melhora nos indicadores de pobreza de 1970 a 2000, que parece acompanhar a evolução da renda média, o padrão espacial heterogêneo da pobreza entre as mesorregiões se mantém ao logo das 3 décadas em investigação, o que é indício da importância da elevada e praticamente homogênea desigualdade de renda na explicação dessa imutabilidade.

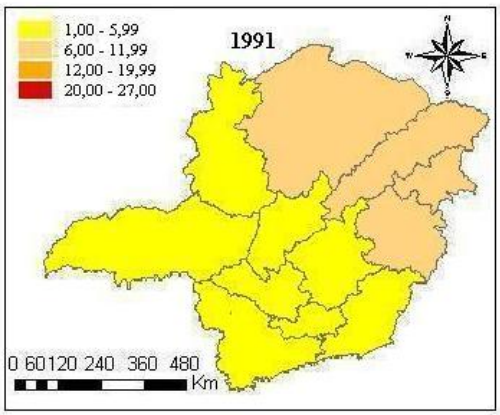
**FIGURA 4.6-Pobreza Absoluta: Evolução da Severidade da Extrema Pobreza, 1970-2000**



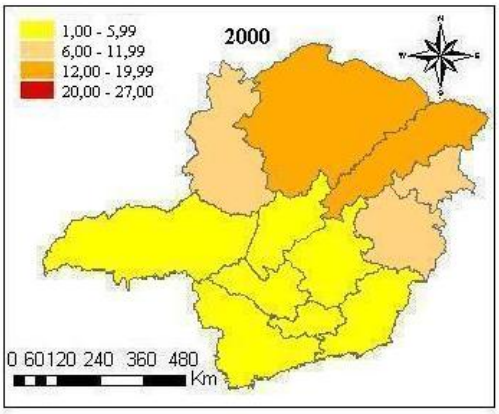

Fonte primária: Censo Demográfico de 1970.




Fonte primária: Censo Demográfico de 1980.




Fonte primária: Censo Demográfico de 1991.




Fonte primária: Censo Demográfico de 2000.

Levanta-se então a hipótese, a ser investigada nas próximas seções, de que o comportamento temporal da pobreza absoluta mesorregional estaria associado ao comportamento da renda, ou seja, de que a variação na pobreza ocorrida seria majoritariamente atribuída à concomitante variação na renda (crescimento ou recessão). Contudo, essa conformação espacial duradoura seria decorrente da pequena desigualdade de renda inter-meso, sendo a desigualdade de renda mineira atribuída ao componente intra-mesorregional. Isto é, embora a desigualdade tenha oscilado entre as décadas, esta ainda continua elevada em todas as mesorregiões, não sendo verificada qualquer redução mais significativa nas mesorregiões com maior incidência de pobreza, o que, se de fato acontecesse, poderia provocar uma alteração substancial na conformação espacial da pobreza.

Analisa-se agora a pobreza mineira na noção relativa. Como discutido no capítulo 3, nesta concepção, uma pessoa é considerada pobre se sua renda domiciliar *per capita* for inferior à 60% da renda mediana da mesorregião em que ela vive e extremamente pobre se esta

renda for inferior à 30%. Por isso, as linhas de pobreza variam entre as mesorregiões e entre os anos em estudo, ver TAB. A.1, e um aumento de renda que beneficie todas as pessoas indistintamente tende a não ter impacto sobre a pobreza e a extrema pobreza. Ademais, uma pessoa classificada como pobre na Região Metropolitana de Belo Horizonte, por exemplo, poderia não o ser no Vale do Jequitinhonha, pois uma pessoa é pobre se ela não atende ao mínimo necessário à sobrevivência digna no meio em que ela vive.

Como as linhas de pobreza e de extrema pobreza acompanham o aumento da renda, a variação observada da pobreza ao longo das décadas e entre as mesorregiões é menor do que a observada para a pobreza absoluta, principalmente quando se utiliza como indicador a proporção de pobres ($P_0$), insensível à intensidade e à desigualdade de renda entre os pobres, ver TAB. A.17 e A.18[89]. A variação na pobreza relativa é diretamente relacionada à redução da desigualdade de meios entre os indivíduos e, por isso, pode ser melhor captada por $P_1$ e $P_2$. Para as duas variáveis de renda utilizadas, $rdpc$ e $rdpc_ocde$, o nível e a variação das medidas de pobreza são muito similares, e por isso omitiremos a discussão para $rdpc_ocde$.

Na noção relativa, em 1970, 33,35 % da população mineira era classificada como pobre, ou cerca de 3,7 milhões de pessoas, destes, 20,05% eram extremamente pobres (2,2 milhões), enquanto na absoluta este patamar chegava a 65,73%, ver TAB. A.15, A.17, A.21 e A.22. O índice $P_0$ para a pobreza e a extrema pobreza de todas as mesorregiões se aproxima do valor médio estadual, assim como os dois demais índices. Acompanhando a queda na pobreza e na extrema pobreza absoluta de 1970 para 1980, os indicadores de pobreza e extrema pobreza relativa ($P_0$, $P_1$ e $P_2$) apresentam queda para todas as mesorregiões, sendo a redução mais significativa para $P_2$, índice que capta também a desigualdade de renda entre os pobres. O aumento da pobreza e da extrema pobreza absoluta nos anos 1980, acompanhado pela redução da renda média e do aumento da desigualdade, como já discutido, foi menos pronunciado no caso relativo e decorre da redução concomitante das

[89] Exatamente em decorrência do fato das linhas de pobreza e extrema pobreza serem função direta da renda, a variação na pobreza relativa não será decomposta temporalmente e seccionalmente, pois os componentes das decomposições seriam viesados, se o fizéssemos.

linhas relativas (frações da renda mediana), o que diminuiu o crivo entre os pobres e não pobres, e se antepõe ao efeito acirrador da piora na concentração de renda.

Ao contrário do verificado, para a década de 1990, para a pobreza absoluta, a proporção de pobres e extremamente pobres aumenta para as mesorregiões da porção norte: Noroeste de Minas, Norte de Minas, Jequitinhonha, Vale do Mucuri e Vale do Rio Doce. Este aumento é conseqüência da elevação da desigualdade de renda nestas mesorregiões, como pode por ser verificado na TAB. A.9. Contudo, quando se utiliza $P_1$ e $P_2$, este quadro de piora se amplia para as demais mesorregiões, refletindo um aumento da desigualdade de renda entre os pobres, percebido pela piora no T-Theil das mesorregiões de 1991 a 2000 e não verificado para estas mesorregiões por meio do Índice de Gini. Em 2000, 28,60% (10,70%) da população mineira foi considerada pobre (na pobreza extrema), pela noção relativa, o que corresponde a 5 milhões (1,9 milhões) de pessoas, sendo estes valores muito próximos ao observado para a pobreza absoluta, ver TAB. A.15 e A.17. Por fim, vale notar que a Região Metropolitana de Belo Horizonte, desde 1970, concentra o maior percentual de pobres e extremamente pobres, sendo este percentual crescente, ver TAB. A.21 e A.22[90]. Ademais, em decorrência da própria definição de pobreza relativa, agora as mesorregiões ao norte, de menor renda média, respondem por pequena parcela dos pobres do estado.

Portanto, para a noção de pobreza como privação relativa, não se verifica a heterogeneidade na distribuição da pobreza observada e perpetuada ao longo das décadas como na pobreza absoluta.

[90] O aumento da participação da Região Metropolitana de Belo Horizonte no número de pobres também é conseqüência do fato de ser esta mesorregião centro polarizador de renda e de pessoas. Como pode ser visto nas TAB. A.25 e A.26, a Região Metropolitana de Belo Horizonte apresentou as maiores taxas de crescimento populacional e os maiores níveis populacionais desde 1970.

## 4.3-Como o crescimento e a desigualdade de renda afetaram a pobreza no período 1970-2000? [91]

Nesta seção e na subseqüente, 4.4, investigamos os macro-determinantes da pobreza mesorregional mineira, por meio da Decomposição Temporal de Shapley, sub-seção 4.3.1, do Índice de Crescimento Pró-Pobre de Kakwani e Pernia (2000), sub-seção 4.3.2, e da decomposição espacial da pobreza, seção 4.4.

### 4.3.1-Decomposição Temporal da Variação da Pobreza

Dado o padrão heterogêneo de distribuição da renda e da pobreza mesorregional, perpetuado ao longo das 3 décadas em estudo (1970, 1980 e 1990), e a elevada e persistente desigualdade da renda pessoal, decompomos a variação da pobreza absoluta de cada mesorregião e de Minas Gerais para todo o período (1970-2000) e para os sub-períodos intermediários (1970-1980, 1980-1991 e 1991-2000), de modo a identificar a relevância dos determinantes imediatos, crescimento e redistribuição, na explicação do comportamento da pobreza neste período.

Os componentes crescimento ($C_G^S$) e redistribuição ($C_R^S$) foram calculados bilateralmente para cada sub-período intermediário (1970-1980, 1980-1991 e 1991-2000) e para dois complementares necessários ao cálculo multilateral, 1970-1991 e 1980-2000, além de para todo o período (1970-2000), tal como descrito na equação (20), do capítulo 3. A partir do cálculo bilateral, as contribuições multi-período dos componentes foram calculadas para todas as partições temporais (1970-1980, 1970-1991, 1970-2000, 1980-1991, 1980-2000 e 1970-2000), conforme as equações (25), (27) e (29), do capítulo3, de modo que a transitividade sub-período seja válida. Nas tabelas em anexo, A.27 a A.38, são reportadas as decomposições das medidas de pobreza, $P_0$, $P_1$ e $P_2$, para a pobreza e extrema pobreza, calculadas a partir da *rdpc* e *rdpc_ocde*. Estas tabelas mostram os componentes estimados de maneira bilateral e multilateral para todas as partições, embora nos reportemos,

[91] Doravante, utilizaremos apenas a noção absoluta de pobreza. A pobreza relativa, como explicado em nota anterior (nota 89), não será decomposta por ser necessário, para o correto cálculo dos componentes, que as linhas de pobreza e extrema pobreza sejam invariantes, temporalmente e seccionalmente, o que invalidaria a concepção relativa.

doravante, apenas aos valores do cálculo multilateral, para o período inteiro, 1970-2000 e os sub-períodos 1970-1980, 1980-1991 e 1991-2000.

O componente crescimento ($C_G^S$) é a variação na pobreza que seria observada na ausência de alterações na desigualdade de renda, ou seja, é o impacto isolado da renda sobre a pobreza. Já o componente redistribuição ($C_R^S$) mostra o impacto de mudanças na distribuição de renda na variação da pobreza, no contra-factual de renda média constante. O sinal negativo para a variação observada na pobreza ($\Delta P$) indica queda no índice utilizado, sendo explicada pela soma dos efeitos isolados e simulados dos dois componentes $C_G^S$ e $C_R^S$. O sinal negativo para o componente crescimento ($C_G^S$) indica que o aumento da renda média provocou redução na pobreza e o sinal positivo que a redução da renda aumentou a medida de pobreza. De maneira similar, um sinal negativo para o componente redistribuição ($C_R^S$) mostra o efeito da redução da desigualdade de renda na redução da pobreza e um sinal positivo que a piora da concentração de renda aumentou a pobreza.

De uma observação geral das tabelas A.27 a A.38, apontamos que o componente crescimento explica grande parte (ou a quase totalidade) da variação absoluta na pobreza mesorregional e mineira, corroborando com exercícios similares realizados para o Brasil, unidades da federação e outros países (Mazumdar e Son, 2001; Chen e Wang, 2001; Contreras, 2003; Barros *et al.*, 2000a; Marinho e Soares, 2003, Manso *et al.,* 2006, entre outros). No entanto, quando se analisa a extrema pobreza e medidas mais sensíveis à distribuição de renda entre os pobres ($P_1$ e $P_2$), a importância do componente crescimento ($C_G^S$) se reduz relativamente ao componente redistribuição $C_R^S$, ou seja, o valor absoluto de $C_G^S$ diminui.

Como já apontado em seção anterior, no período 1970-2000, a proporção de pobres se reduziu em todas as mesorregiões do estado, sendo a maior redução absoluta verificada para a mesorregião Oeste de Minas ($\Delta P$ = -51,17 pontos percentuais, para *rdpc*, e $\Delta P$ = -47,38 pontos percentuais, para *rdpc_ocde*) e a menor no Jequitinhonha ($\Delta P$ = -23,64 pontos percentuais, para *rdpc*). Já quando se utiliza a renda ponderada (*rdpc_ocde*), é na Região Metropolitana de Belo Horizonte que ocorre a menor variação ($\Delta P$ = -24,55 pontos

percentuais), ver TAB. 4.4[92] e TAB. A.33. Na média do estado, a pobreza, medida por $P_0$, reduziu-se 37,85 pontos percentuais, para *rdpc*, sendo o aumento da renda média responsável por esta redução. Isto é, como mostra a decomposição temporal, o componente crescimento balanceado ($C_G^S = -39{,}19$) mais que compensa o efeito adverso da piora da concentração de renda, refletido no $C_R^S$ positivo, que na ausência de aumento da renda média, teria provocado um aumento na proporção de pobres de 1,34 pontos percentuais, ver TAB. 4.4.

Já na mesorregião Oeste de Minas, a queda na proporção de pobres ($\Delta P = -51{,}17$) é atribuída não só ao aumento da renda média, responsável por 97% da variação, mas também a uma melhora distributiva, ver TAB. A.9 e 4.4. Em outras palavras, se não houvesse variação na desigualdade de renda de 1970 para 2000, a queda na pobreza seria de 49,74 pontos percentuais. Mas a queda observada é ainda maior, por também ter ocorrido uma melhora distributiva na mesorregião, responsável por mais 1,44 pontos percentuais desta redução. Também no Triângulo Mineiro, os dois componentes se reforçam, embora a participação do componente redistribuição ($C_R^S$) seja ainda menor. Para as demais mesorregiões, verifica-se comportamento similar ao da média do estado, com o componente redistribuição se contrapondo ao efeito benéfico do crescimento da minoração da pobreza mesorregional de 1970 a 2000.

[92] Esta tabela resume informações presentes nas TAB. A.27 e A.28, sendo reportados os valores dos componentes do cálculo multilateral, para a pobreza e a extrema pobreza.

**TABELA 4.4- Decomposição Temporal da Proporção de Pobres e Extremamente Pobres ($P_0$) para a renda domiciliar *per capita*, por Mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | Período | Pobreza | | | Extrema Pobreza | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | ΔP | $C_G$ | $C_R$ | ΔP | $C_G$ | $C_R$ |
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | -33,89 | -40,28 | 6,39 | -33,62 | -35,61 | 1,98 |
| | 1980-1991 | 12,56 | 12,82 | -0,26 | 10,36 | 9,36 | 1,00 |
| | 1991-2000 | -18,80 | -22,83 | 4,03 | -9,81 | -14,03 | 4,22 |
| | **1970-2000** | **-40,13** | **-50,29** | **10,16** | **-33,08** | **-40,28** | **7,20** |
| Norte de Minas | 1970-1980 | -23,31 | -26,46 | 3,16 | -29,93 | -28,59 | -1,34 |
| | 1980-1991 | 12,36 | 8,36 | 4,01 | 16,08 | 8,78 | 7,30 |
| | 1991-2000 | -13,55 | -12,89 | -0,67 | -9,29 | -11,89 | 2,60 |
| | **1970/2000** | **-24,50** | **-30,99** | **6,50** | **-23,14** | **-31,71** | **8,56** |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | -17,69 | -20,18 | 2,49 | -27,82 | -25,89 | -1,94 |
| | 1980-1991 | 6,61 | 5,72 | 0,89 | 11,81 | 7,06 | 4,75 |
| | 1991-2000 | -12,56 | -13,18 | 0,62 | -11,15 | -13,55 | 2,40 |
| | **1970-2000** | **-23,64** | **-27,64** | **4,00** | **-27,16** | **-32,37** | **5,21** |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | -21,52 | -24,71 | 3,19 | -29,71 | -29,33 | -0,38 |
| | 1980-1991 | 8,40 | 5,79 | 2,61 | 11,65 | 6,55 | 5,10 |
| | 1991-2000 | -14,79 | -14,03 | -0,76 | -12,23 | -13,06 | 0,83 |
| | **1970-2000** | **-27,91** | **-32,95** | **5,04** | **-30,28** | **-35,84** | **5,55** |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | -37,73 | -35,34 | -2,39 | -30,75 | -21,71 | -9,04 |
| | 1980-1991 | 4,39 | 3,36 | 1,02 | 2,83 | 1,58 | 1,25 |
| | 1991-2000 | -11,02 | -11,48 | 0,46 | -3,32 | -4,06 | 0,74 |
| | **1970-2000** | **-44,37** | **-43,46** | **-0,91** | **-31,25** | **-24,19** | **-7,05** |
| Central Mineira | 1970-1980 | -31,69 | -35,74 | 4,06 | -29,39 | -25,89 | -3,50 |
| | 1980-1991 | 13,37 | 10,10 | 3,27 | 9,21 | 5,78 | 3,43 |
| | 1991-2000 | -19,65 | -18,07 | -1,58 | -9,41 | -9,09 | -0,31 |
| | **1970-2000** | **-37,97** | **-43,71** | **5,74** | **-29,59** | **-29,21** | **-0,38** |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | -29,82 | -25,60 | -4,22 | -23,16 | -14,40 | -8,76 |
| | 1980-1991 | 11,29 | 5,14 | 6,14 | 6,50 | 2,18 | 4,33 |
| | 1991-2000 | -9,05 | -8,40 | -0,65 | -3,93 | -3,76 | -0,18 |
| | **1970-2000** | **-27,59** | **-28,86** | **1,27** | **-20,59** | **-15,98** | **-4,61** |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | -29,94 | -32,68 | 2,74 | -33,45 | -31,84 | -1,61 |
| | 1980-1991 | 7,98 | 6,57 | 1,41 | 8,94 | 6,03 | 2,90 |
| | 1991-2000 | -17,05 | -15,86 | -1,20 | -11,68 | -11,36 | -0,33 |
| | **1970-2000** | **-39,02** | **-41,96** | **2,95** | **-36,19** | **-37,16** | **0,97** |
| Oeste de Minas | 1970-1980 | -36,54 | -36,47 | -0,08 | -34,86 | -27,16 | -7,71 |
| | 1980-1991 | 6,88 | 6,08 | 0,80 | 5,31 | 3,47 | 1,84 |
| | 1991-2000 | -21,50 | -19,35 | -2,16 | -9,26 | -8,01 | -1,25 |
| | **1970-2000** | **-51,17** | **-49,74** | **-1,44** | **-38,82** | **-31,70** | **-7,12** |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | -33,19 | -33,55 | 0,36 | -29,47 | -23,01 | -6,46 |
| | 1980-1991 | 6,60 | 4,65 | 1,95 | 4,67 | 2,37 | 2,31 |
| | 1991-2000 | -17,41 | -15,98 | -1,44 | -7,31 | -6,39 | -0,92 |
| | **1970-2000** | **-44,00** | **-44,88** | **0,87** | **-32,11** | **-27,03** | **-5,08** |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | -30,90 | -30,55 | -0,36 | -31,28 | -23,86 | -7,43 |
| | 1980-1991 | 12,58 | 9,66 | 2,92 | 9,17 | 6,13 | 3,05 |
| | 1991-2000 | -19,34 | -17,40 | -1,95 | -10,54 | -9,68 | -0,86 |
| | **1970-2000** | **-37,67** | **-38,29** | **0,62** | **-32,65** | **-27,41** | **-5,24** |
| Zona da Mata | 1970-1980 | -28,58 | -28,82 | 0,24 | -28,83 | -23,88 | -4,94 |
| | 1980-1991 | 9,66 | 5,22 | 4,44 | 8,69 | 3,58 | 5,12 |
| | 1991-2000 | -20,64 | -16,98 | -3,66 | -12,93 | -9,84 | -3,09 |
| | **1970-2000** | **-39,55** | **-40,59** | **1,03** | **-33,07** | **-30,15** | **-2,92** |
| Minas Gerais | 1970-1980 | -31,40 | -31,27 | -0,13 | -29,80 | -24,36 | -5,45 |
| | 1980-1991 | 8,49 | 5,41 | 3,08 | 7,32 | 3,64 | 3,69 |
| | 1991-2000 | -14,93 | -13,32 | -1,62 | -8,05 | -7,45 | -0,61 |
| | **1970-2000** | **-37,85** | **-39,19** | **1,34** | **-30,53** | **-28,17** | **-2,37** |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc), linha de pobreza absoluta de R$75,50 e de extrema pobreza de R$37,75.
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.
NOTA IV: Esta tabela sumaria informações das tabelas A.27 e A.28. Aqui são reportados apenas os componentes multilaterais para a pobreza e extrema pobreza.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

Este efeito adverso da piora na distribuição de renda é mais acentuado na mesorregião Noroeste de Minas, que teria sua pobreza ( $P_0$ ), aumentada em 10,16 pontos percentuais, na ausência de crescimento, ver TAB. 4.4. É interessante notar que, para as mesorregiões historicamente mais pobres, Norte de Minas, Jequitinhonha, Vale do Mucuri e Vale do Rio Doce, o componente redistribuição, $C_R^S$, contribui mais adversamente quando comparado com as mesorregiões da porção sul do estado, de maiores rendas médias e menores índices de pobreza. Isto é, o componente redistribuição é positivo e mais elevado relativamente ao das demais mesorregiões, exceção cabendo à mesorregião Central Mineira, para qual o componente redistribuição também é elevado, ver TAB. 4.4.

No caso da extrema pobreza, o componente redistribuição, $C_R^S$, corrobora em um maior número de casos (mesorregiões e para Minas Gerais) e em maior monta para a redução do indicador proporção de extremamente pobres, quando comparado ao impacto sobre a pobreza, como pode ser visto na TAB. 4.4. Contudo, no Noroeste de Minas, Norte de Minas, Jequitinhonha, Vale do Mucuri e Vale do Rio Doce, a desigualdade da renda domiciliar *per capita* (*rdpc*) continua agindo no sentido de aumentar a pobreza, contrapondo-se ao efeito do aumento da renda média.

Daí pode-se inferir que nas mesorregiões mais pobres, incentivar políticas voltadas ao aumento do nível de renda é extremamente relevante como estratégia de combate à pobreza e à extrema pobreza, pois como revela os exercícios de decomposição, o crescimento foi o responsável pela queda na proporção de pobres e extremamente pobres, contrapondo-se ao efeito adverso da piora na concentração de renda. Ademais, adoção conjunta de políticas redistributivas (ou o aumento da cobertura de políticas de transferência de renda já existentes, como o Bolsa-Família e o Benefício de Prestação Continuada-BPC), poderia além do efeito direto da redução da desigualdade, que joga adversamente exatamente nas mesorregiões mais carentes, aumentar a já efetividade do crescimento em reduzir a pobreza e, principalmente, a extrema pobreza (Hipótese de Bourguignon).

Como já apontado, com a utilização da *rdpc_ocde* e/ou das medidas de pobreza e extrema pobreza $P_1$ e $P_2$, percebe-se que o componente redistribuição passa a contribuir para a redução observada na pobreza e na extrema pobreza, ou aumenta seu peso relativo, em um

maior número de mesorregiões (e também para a média do estado), ver TAB. A.29 a A.38. No caso das mesorregiões mais ricas, o componente redistribuição ($C_R^S$) passa, até mesmo, a contribuir proporcionalmente mais do que o componente crescimento ($C_G^S$) para a redução da pobreza. Como mostra a TAB. A.38, utilizando a *rdpc_ocde* e a severidade da extrema pobreza ($P_2$), da redução neste índice de 16,21 pontos percentuais para o Oeste de Minas, de 1970 a 2000, a melhora distributiva é responsável por 12,06 pontos percentuais da variação na pobreza e o aumento da renda média por 4,15. Este mesmo resultado também é verificado para as outras mesorregiões da porção sul do estado, para a *rdpc* e *rdpc_ocde*, ver TAB. A.32 e A.38.

No caso no Noroeste de Minas, Norte de Minas, Jequitinhonha, Vale do Mucuri e Vale do Rio Doce, o crescimento continua mais relevante para a minoração da pobreza e da extrema pobreza do que a redistribuição da renda, mesmo com a utilização de indicadores mais sensíveis à renda dos indivíduos mais distantes das linhas de pobreza e extrema pobreza ($P_1$ e $P_2$). Este resultado corrobora a literatura (Bourguignon, 2002; Tochetto *et al.*, 2004, entre outros), ao indicar que nas mesorregiões mais pobres *vis a vis* às mais ricas da porção sul, a melhora na desigualdade de renda tem menor impacto sobre a pobreza. Nestas mesorregiões pobres, o crescimento seria uma condição necessária para a erradicação da pobreza, enquanto a melhora da distribuição da renda *per capita* seria mais eficiente nas mesorregiões mais ricas, dada a já elevada renda média destas mesorregiões e também elevado grau de desigualdade de renda intra-mesorregional, ver TAB. 4.1 e A.5.

Todavia, como já apontado em seção anterior, as mesorregiões marcadas por bolsões crônicos de pobreza são também acentuadamente desiguais, o que abre espaço para se pensar em políticas redistributivas a serem tomadas em conjunto com políticas promotoras do crescimento. Assim, como no caso brasileiro, já tratado em vários trabalhos (como em Barros e Mendonça, 1997; Barros *et al.*, 2000a; Barros *et al.,* 2006a), há um amplo espaço para políticas redistributivas em Minas Gerais, mas que devem levar em conta as especificidades das mesorregiões (no espectro aqui analisado, o nível de renda e de desigualdade) de modo a serem mais efetivas no combate à pobreza, uma face cruel da enorme desigualdade regional mineira retratada no corte mesorregional empregado. Políticas voltadas as mesorregiões cronicamente pobres (Vale do Rio Doce, Jequitinhonha, Vale do Mucuri e Norte de Minas) deveriam aliar incentivos ao crescimento e à

redistribuição da renda. E, políticas para a minoração da pobreza nas demais mesorregiões deveriam ser focalizadas em reduzir a desigualdade de renda entre os classificados como pobres e os não-pobres.

A análise do período inteiro, 1970-2000, encobre comportamentos diversos para a pobreza e seus componentes modificadores nos três sub-períodos investigados, 1970-1980, 1980-1991 e 1991-2000. A pobreza e a extrema pobreza caem de 1970 para 1980, em todas as mesorregiões, para todas as medidas ($P_0$, $P_1$ e $P_2$) e variáveis de renda (*rdpc* e *rdpc_ocde*), com o componente crescimento sempre contribuindo para esta queda. Neste período, do Milagre Econômico, a renda domiciliar *per capita* média, cresceu acentuadamente em todo o estado, acompanhando o crescimento do PIB estadual mineiro acima da média nacional, ver TAB. A.2 e A.6.

Para a proporção de pobres e *rdpc*, somente em 4 das 12 mesorregiões (Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba, Metropolitana de Belo Horizonte, Oeste de Minas e Campo das Vertentes) o componente redistribuição ($C_R^S$) reforça o efeito do aumento da renda média. Na Região Metropolitana de Belo Horizonte, a melhora na desigualdade de renda é responsável por uma redução de 4,22 pontos percentuais em $P_0$, sendo o restante da redução de 29,82 atribuído ao crescimento da renda, ver TAB. 4.4. Para a *rdpc*_ocde, nas 4 mesorregiões apontadas a contribuição da redução da desigualdade se acentua e na Zona da Mata e Sul/Sudoeste de Minas este macro-determinante passa a corroborar com o acentuado aumento da renda média para a redução na pobreza. Para a média do estado, a queda na pobreza também é atribuída ao efeito conjunto dos dois componentes, para *rdpc* e *rdpc_ocde*. Nas demais mesorregiões, dentre elas as mais pobres do estado, a redução verificada na proporção de pobres poderia ter sido maior, caso o componente redistribuição não tivesse contribuído adversamente. Isto é, nestas mesorregiões, o crescimento com aumento da desigualdade de renda teria beneficiado menos os pobres relativamente aos ricos.

Para a extrema pobreza, para a média do estado e em todas as mesorregiões, os dois componentes se reforçam, para *rpdc* e *rdpc_ocde*. Exceção cabendo ao Noroeste de Minas, quando se utiliza a *rdpc*. No caso da pobreza, o componente redistribuição indica uma piora na concentração de renda contribuindo para o aumento da proporção de pobres, na

ausência de crescimento balanceado. Restringindo-se aos extremamente pobres, a contribuição favorável (negativa) do componente redistribuição ($C_R^S$) aponta então para uma melhora da distribuição de renda entre os menos favorecidos.

Com a utilização de $P_1$ e $P_2$, tanto para a pobreza quanto para a extrema pobreza, *rdpc* e *rdpc_ocde*, a redução nos indicadores, no período do milagre econômico, é atribuída não só ao grande aumento da renda domiciliar *per capita* média, mas também à melhora distributiva, indicada por um $C_R^S$ negativo para todas as mesorregiões e até mesmo de maior magnitude que o $C_G^S$, ver TAB. A.29 a A.38. Para a severidade da extrema pobreza, calculada a partir da renda domiciliar *per capita* corrigida pela escala da OCDE (*rdpc_ocde)*, em Minas Gerais e em todas as mesorregiões, o $C_R^S$ se sobrepõe ao $C_G^S$, o que é indicativo de uma redução da desigualdade de renda entre os pobres e extremamente pobres, não captada pela medida proporção de pobres ($P_0$) [93]. Assim, como já notado para o período 1970-2000, a medida que se transita para medidas mais sensíveis à renda do pobre e do extremamente pobre e à desigualdade de renda entre eles ($P_1$ e $P_2$), o componente redistribuição passa a mostrar uma maior relevância do macro-determinante desigualdade de renda.

A recessão dos anos 1980, com redução da renda real média e aumento da desigualdade de renda nas mesorregiões mineiras, aborta o processo de queda na pobreza experimentado no Milagre Econômico. De 1980 a 1991, a pobreza e a extrema pobreza aumentam em Minas Gerais e em todas as mesorregiões, para as três medidas ($P_0$, $P_1$ e $P_2$) e variáveis de renda (*rdpc* e *rdpc_ocde*). A variação positiva nos indicadores é explicada pelos dois componentes, que se reforçam[94]. Assim como nos episódios de queda na pobreza, com a utilização dos indicadores $P_1$ e $P_2$, a parcela da variação da pobreza atribuída ao componente redistribuição se eleva, neste caso, melhor refletindo a piora na concentração de renda e seu efeito imediato na pobreza, ver TAB. A.9 a A.14. Mas, mesmo para $P_0$, na Região Metropolitana de Belo Horizonte, para a pobreza e extrema pobreza, e na Zona da

[93] Esta redução da desigualdade de fato é verificada, como mostra as tabelas do anexo: A.10, A.11, A.13 e A.14.

[94] Exceção cabendo ao Noroeste de Minas, onde o aumento da pobreza e da extrema pobreza, para todos os indicadores, é decorrência da redução da renda média, com o componente redistribuição timidamente contribuindo para a queda, ver TAB. A.27 a A.38.

Mata, para a extrema pobreza, o componente redistribuição (concentração) supera relativamente o componente crescimento (recessão).

Nos anos 1990, a estabilização econômica com controle da espiral inflacionária e a recuperação do nível de rendimentos, que volta a crescer, embora a taxas menores às apresentadas nos 1970 (ver TAB. A.2 e A.6), têm efeito imediato sobre os indicadores de pobreza ($P_0$, $P_1$ e $P_2$), que passam novamente a apresentar queda. A desigualdade de renda em Minas Gerais, ao contrário do ocorrido para o Brasil, mantém-se estável para a média do estado e, para as mesorregiões, até aumenta, mesmo com o expressivo ganho de renda real dos mais pobres, ver TAB A.9 e A.12.

Neste cenário, as decomposições das variações da pobreza e da extrema pobreza mostram que o aumento da renda média (componente crescimento sempre negativo para todas as medidas e variáveis de renda) contribui no sentido de reduzir os indicadores em todas as mesorregiões, embora de maneira menos pronunciada como na década de 1970. No período 1991-2000, a pobreza ($P_0$, $P_1$ e $P_2$) cai em Minas Gerais e em todas as mesorregiões, ver TAB. A.27 a A.38. A queda na proporção de pobres é majoritariamente atribuída ao crescimento da renda, com o componente redistribuição corroborando, em pequena monta, na maioria dos casos. Tanto para *rdpc* quanto para *rdpc_ocde*, nas mesorregiões Noroeste de Minas, Jequitinhonha e Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba o componente redistribuição apresenta efeito adverso, contribuindo para o aumento e não redução da pobreza. Para o Brasil, a literatura (Barros *et al.,* 2000a; Barros e Mendonça,1997) também identifica o crescimento econômico como o principal responsável pelos episódios de redução da pobreza da década de 1990, sendo o aumento da renda média reforçado por uma tênue desconcentração de renda.

No caso do hiato e severidade da pobreza ($P_1$ e $P_2$) ainda ao componente crescimento é atribuído a totalidade ou a quase totalidade da queda, mas a maior sensibilidade destes indicadores mostram uma piora na concentração de renda ($C_R^S$ positivo) em um maior número de mesorregiões e também para a média do estado, o que minimiza o impacto benéfico do aumento da renda entre os pobres. Para o Norte de Minas e a Região Metropolitana de Belo Horizonte, a decomposição revela até mesmo uma piora no indicador de severidade da pobreza, para *rdpc_ocde*.

No caso da extrema pobreza, o impacto adverso (positivo) da piora na concentração de renda é mais pronunciado quando comparado à pobreza, mas para a proporção de extremamente pobres, ainda assim se verifica queda nos indicadores para todas as mesorregiões (e para Minas Gerais), pois o componente crescimento mais que compensa os casos de piora na desigualdade de renda. Já para $P_1$ e $P_2$, este efeito adverso da concentração de renda passa até mesmo a se sobrepor ao aumento da renda média, provocando uma variação positiva nos indicadores, como pode ser visto nas TAB. A.27 a A.38. Assim, embora os pobres tenham se beneficiado da estabilização econômica, o ganho real de renda parece não ter sido suficiente para tirar da extrema pobreza os indivíduos de menores rendas, sendo este efeito mais pronunciado nas mesorregiões da porção norte do estado (Noroeste de Minas, Norte de Minas e Jequitinhonha). Isto é, os extremamente pobres não teriam se beneficiado nem mesmo absolutamente do crescimento do período.

Em suma, os vários exercícios de decomposição temporal da variação da pobreza parecem corroborar parte da hipótese, aventada em seção anterior, acerca da importância do macro-determinante renda média na alteração dos níveis de pobreza. Para o período como um todo, 1970-2000, assim como para os sub-períodos 1970-1980, 1980-1991 e 1991-2000, a contribuição da variação da renda média foi fator majoritariamente responsável pela queda da proporção de pobres e extremamente pobres, na primeira e na última, e pelo aumento na década intermediária. Contudo, os resultados são extremamente sensíveis ao indicador de pobreza utilizado, ou seja, utilizando $P_1$ e $P_2$, o componente redistribuição passa a responder por uma maior parte da variação na pobreza (e na extrema pobreza) a ser explicada. Isto é, a sensibilidade desses índices à intensidade da pobreza (extrema pobreza) e à desigualdade de renda entre os pobres revela a real importância do macro-determinante desigualdade de renda, não captada pela medida proporção de pobres. No entanto, mesmo sendo melhor captada por $P_1$ e $P_2$, a melhora ou piora na concentração da renda continua relativamente menos importante na explicação da variação da pobreza nas mesorregiões historicamente mais pobres e de menor renda média, em relação as mesorregiões da parte sul do estado.

### 4.3.2-Crescimento Pró-Pobre nas mesorregiões mineiras

Partindo da definição de que o crescimento é pró-pobre se beneficiar proporcionalmente mais os pobres aos não pobres, ou seja, se for acompanhado de redução na desigualdade de renda relativa, calculou-se o Índice de Kakwani e Pernia (2000) para as mesorregiões mineiras, complementando a investigação das inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento em Minas Gerais, iniciada com da Decomposição Temporal de Shapley. O cálculo do índice sintetiza os resultados apontados pelos exercícios de decomposição.

Como explicado no capítulo metodológico, capítulo 3, o cálculo deste índice deriva da Decomposição Temporal de Shapley realizada, mas neste caso, os componentes bilaterais (e depois os multilaterais) são calculados a partir dos níveis de pobreza (verificados e contra-factuais) linearizados. Agora, o componente crescimento representa a mudança proporcional da pobreza em decorrência da mudança na renda média, mantendo-se a Curva de Lorenz constante. E o componente redistribuição a mudança proporcional da medida de pobreza quando a Curva de Lorenz se altera e a renda média se mantém constante. A partir dos componentes proporcionais, calcula-se a elasticidade pobreza-crescimento, que é a soma de um efeito renda do crescimento ($\eta_G$), mantendo-se a desigualdade constante, e um efeito desigualdade ($\eta_R$), mantendo-se a renda média constante e, por fim, o índice de crescimento pró-pobre que é uma medida resumo capaz de caracterizar o comportamento dos episódios de crescimento e recessão, se pró-pobres ou pró-ricos. As TAB. 4.5 e A.39 a A.49 mostram os Índices de Crescimento Pró-Pobre de Kakwani e Pernia (2000) calculados para as mesorregiões mineiras.

Se $\phi > 1$, o crescimento é estritamente pró-pobre, acontecendo quando $\eta_R < 0$. Mas se há crescimento da renda com $\eta_R > 0$, temos crescimento não estritamente pró-pobre, pois embora a pobreza tenha se reduzido esta foi acompanhada por uma piora na desigualdade de renda, sendo $0 < \phi < 1$. Este caso pode caracterizar um episódio de crescimento *trickle-down*. Um crescimento empobrecedor (*immiserizing growth*) é representado por $\phi < 1$. Já uma recessão pode ser considerada pró-pobre quando a taxa de crescimento negativa ($g < 0$) resultar em uma piora na incidência da pobreza proporcionalmente menor ao aumento proporcional da pobreza decorrente do componente crescimento (neste caso recessão), ou seja, quando a recessão levar a um processo redistributivo em prol dos

indivíduos na cauda inferior da distribuição de renda. Quando $\phi > 1$, a recessão é pró-pobre e pró-rico se $\phi < 1$.

Para todo o período, 1970-2000 e utilizando-se como indicador a proporção de pobres, o crescimento da renda domiciliar *per capita* de Minas Gerais pode ser considerado estritamente pró-pobre ($\phi = 0{,}99$, para *rdpc* e $\phi = 1.04$, para *rdpc_ocde*). Embora o índice seja superior a 0,75 para todas as mesorregiões, verifica-se crescimento estritamente pró-pobre apenas para 5 das 12 mesorregiões, para *rdpc* (em 6 para *rpdc_ocde*), como mostra a TAB. 4.5 e A.44. Sendo estas mesorregiões Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba, Oeste de Minas, Sul/Sudoeste de Minas, Campo das Vertentes e Zona da Mata, além da Região Metropolitana de Belo Horizonte, para *rdpc_ocde*. Nas demais, o crescimento resulta em uma redistribuição não favorável ao pobre, caracterizando um processo de crescimento *trickle-down*. Nota-se que o crescimento é mais pró-pobre nas mesorregiões mais ricas, o que pode ter contribuído para a perpetuação da desigualdade regional na distribuição mesorregional da pobreza, como discutido em seção anterior.

Ao contrário do observado por Kakwani e Pernia (2000), tanto para *rdpc* quanto para *rdpc*_ocde, quando se utiliza $P_1$ e $P_2$, assim como para a extrema pobreza, os índices estimados aumentam em magnitude e passam a indicar um crescimento estritamente pró-pobre para a maioria das mesorregiões[95], apontando para um maior benefício do crescimento para os indivíduos mais distantes das linhas de corte (de pobreza e extrema pobreza). Para o caso mais crítico, $P_2$ e extrema pobreza, apenas para o Norte de Minas não se verifica crescimento pró-pobre, ver TAB. A.39 a A.49. Portanto, para a maioria das mesorregiões o crescimento parece ter beneficiado proporcionalmente mais os pobres (e extremamente pobres) aos não pobres no período 1970-2000.

[95] O aumento do índice é decorrente do aumento do efeito da desigualdade na pobreza ($\eta_R$), agora captado pelas medidas de pobreza mais sensíveis.

**TABELA 4.5-Índice de Crescimento Pró-pobre da Proporção de Pobres ($P_0$) para a renda domiciliar *per capita*, por mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | Período | *g* | $\eta$ | $\eta_G$ | $\eta_R$ | $\phi$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | 1,05 | -0,58 | -0,69 | 0,11 | 0,84 |
| | 1980-1991 | -0,28 | -0,98 | -1,00 | 0,03 | 1,03 |
| | 1991-2000 | 0,53 | -0,83 | -1,04 | 0,20 | 0,81 |
| | 1970-2000 | 1,30 | -0,60 | -0,76 | 0,16 | 0,79 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | 0,73 | -0,47 | -0,54 | 0,06 | 0,88 |
| | 1980-1991 | -0,19 | -1,02 | -0,69 | -0,33 | 0,68 |
| | 1991-2000 | 0,32 | -0,68 | -0,67 | -0,01 | 1,02 |
| | 1970-2000 | 1,51 | -0,24 | -0,31 | 0,07 | 0,77 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | 0,63 | -0,37 | -0,43 | 0,05 | 0,87 |
| | 1980-1991 | -0,15 | -0,65 | -0,56 | -0,09 | 0,86 |
| | 1991-2000 | 0,34 | -0,55 | -0,59 | 0,03 | 0,94 |
| | 1970-2000 | 0,83 | -0,40 | -0,47 | 0,07 | 0,85 |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | 0,79 | -0,40 | -0,46 | 0,06 | 0,87 |
| | 1980-1991 | -0,14 | -0,93 | -0,64 | -0,29 | 0,69 |
| | 1991-2000 | 0,36 | -0,69 | -0,66 | -0,02 | 1,04 |
| | 1970-2000 | 1,00 | -0,42 | -0,50 | 0,08 | 0,84 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | 0,90 | -1,10 | -0,93 | -0,17 | 1,19 |
| | 1980-1991 | -0,08 | -2,34 | -1,71 | -0,64 | 0,73 |
| | 1991-2000 | 0,35 | -1,50 | -1,51 | 0,01 | 0,99 |
| | 1970-2000 | 1,17 | -1,14 | -1,06 | -0,09 | 1,08 |
| Central Mineira | 1970-1980 | 0,86 | -0,77 | -0,82 | 0,05 | 0,93 |
| | 1980-1991 | -0,22 | -1,52 | -1,13 | -0,39 | 0,74 |
| | 1991-2000 | 0,41 | -1,31 | -1,22 | -0,10 | 1,08 |
| | 1970-2000 | 1,05 | -0,82 | -0,91 | 0,09 | 0,90 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | 0,76 | -1,24 | -0,96 | -0,29 | 1,30 |
| | 1980-1991 | -0,16 | -2,96 | -1,34 | -1,62 | 0,45 |
| | 1991-2000 | 0,27 | -1,29 | -1,23 | -0,06 | 1,05 |
| | 1970-2000 | 0,88 | -0,95 | -0,97 | 0,02 | 0,98 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | 0,97 | -0,51 | -0,55 | 0,05 | 0,92 |
| | 1980-1991 | -0,17 | -0,93 | -0,77 | -0,16 | 0,82 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -0,89 | -0,84 | -0,06 | 1,07 |
| | 1970-2000 | 1,23 | -0,58 | -0,62 | 0,04 | 0,94 |
| Oeste de Minas | 1970-1980 | 0,91 | -0,83 | -0,77 | -0,06 | 1,08 |
| | 1980-1991 | -0,14 | -1,41 | -1,19 | -0,21 | 0,85 |
| | 1991-2000 | 0,47 | -1,69 | -1,47 | -0,22 | 1,15 |
| | 1970-2000 | 1,25 | -1,09 | -0,99 | -0,11 | 1,11 |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | 0,84 | -0,91 | -0,84 | -0,06 | 1,08 |
| | 1980-1991 | -0,11 | -1,89 | -1,22 | -0,67 | 0,65 |
| | 1991-2000 | 0,41 | -1,62 | -1,47 | -0,16 | 1,11 |
| | 1970-2000 | 1,14 | -1,07 | -1,03 | -0,04 | 1,04 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | 0,79 | -0,80 | -0,75 | -0,05 | 1,07 |
| | 1980-1991 | -0,22 | -1,40 | -1,06 | -0,34 | 0,76 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -1,26 | -1,13 | -0,13 | 1,12 |
| | 1970-2000 | 0,99 | -0,86 | -0,84 | -0,02 | 1,03 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | 0,79 | -0,70 | -0,67 | -0,02 | 1,04 |
| | 1980-1991 | -0,12 | -1,78 | -0,92 | -0,86 | 0,52 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -1,32 | -1,10 | -0,23 | 1,21 |
| | 1970-2000 | 1,08 | -0,81 | -0,81 | -0,01 | 1,01 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | 0,86 | -0,76 | -0,72 | -0,04 | 1,05 |
| | 1980-1991 | -0,13 | -1,75 | -1,10 | -0,66 | 0,63 |
| | 1991-2000 | 0,36 | -1,18 | -1,05 | -0,13 | 1,12 |
| | 1970-2000 | 1,09 | -0,78 | -0,79 | 0,01 | 0,99 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc) e linha de pobreza absoluta de R$75,50 .
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
NOTA III: g=crescimento da renda domiciliar *per capita* , $\eta$=eleasticidade da pobreza em relação ao crescimento, $\eta_G$=efeito renda do crescimento na pobreza, $\eta_R$=efeito da desigualdade na pobreza, $\phi$=índice de crescimento pró-pobre de Kakwani e Pernia (2000).
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

Os índices calculados para todo o período, 1970-2000, parecem refletir o comportamento do sub-período 1970-1980, marcado pelo Milagre Econômico Brasileiro. Nesta década,

utilizando-se a proporção de pobres, o Índice de Kakwani e Pernia (2000) indica um crescimento estritamente pró-pobre para Minas Gerais e metade das mesorregiões (Zona da Mata, Campo das Vertentes, Sul/Sudoeste de Minas, Oeste de Minas, Região Metropolitana de Belo Horizonte e Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba, para *rdpc*). Para *rdpc_ocde,* inclui-se a mesorregião Central Mineira. Assim como para 1970-2000, para $P_1$, $P_2$ e extrema pobreza ($P_0$, $P_1$ e $P_2$), os índices estimados aumentam em magnitude e passam a indicar um crescimento estritamente pró-pobre, neste período, para todas as mesorregiões.

Na década seguinte, sub-período 1980-1991, a renda domiciliar *per capita* média sofreu contração ($g < 0$) em todo o estado, com o Índice de Kakwani e Pernia (2000) indicando ter sido esta recessão pró-rico em Minas Gerais e em todas as mesorregiões, para a pobreza, extrema pobreza e todas as medidas utilizadas, exceção cabendo ao Noroeste de Minas. Isto é, a taxa de crescimento negativa resultou em uma piora na incidência da pobreza e da extrema pobreza relativamente maior ao aumento proporcional da pobreza decorrente do componente crescimento (neste caso recessão), ou seja, a recessão levou a um processo de piora na concentração de renda, sendo os indivíduos situados na cauda inferior duplamente afetados, pela redução da renda e pela piora na desigualdade. Tal resultado alinha-se aos de Tochetto *et al.* (2004) que concluem que a década de 1980 foi pró-rico em todos os estados.

Na década da estabilização, sub-período 1991-2000, a retomada do crescimento da renda no estado alcançou os pobres de maneira diversa nas mesorregiões. Para a proporção de pobres e *rdpc*, verifica-se crescimento estritamente pró-pobre para Minas Gerais ($\phi = 1{,}12$) e demais mesorregiões, com exceção do Noroeste de Minas, Jequitinhonha e Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba, embora o índice para estas regiões se aproxime muito de 1, ver TAB. 4.5. Para a *rdpc_ocde,* o crescimento também não é estritamente pró-pobre ($\phi > 1$) para Norte de Minas e Vale do Mucuri. Resende (2006), comparando os *decis* de renda, não encontra crescimento pró-pobre no sentido de Son (crescimento com redução da desigualdade de renda relativa) para nenhuma macrorregião mineira neste mesmo período. Enquanto Tochetto *et al.* (2004), com a mesma metodologia de Resende (2006), parece verificar crescimento pró-pobre para todas as regiões e estados do país.

Ao contrário do período do Milagre Econômico, para esta década, os índices caem em magnitude, quando se utiliza $P_1$ e $P_2$, assim como para a extrema pobreza, deixando de ser estritamente pró-pobre para não estritamente pró-pobre e até mesmo inferior a 0, indicando um crescimento empobrecedor. Isto indica que, com a estabilização, os indivíduos com as menores rendas foram menos beneficiados pelo crescimento do período. Tal indicativo corrobora o apontado pela decomposição temporal, na sub-seção anterior.

Os casos de crescimento empobrecedor, ou seja, crescimento com aumento do índice de pobreza, acontecem, para o Hiato de Extrema Pobreza ($P_1$), nas mesorregiões Norte de Minas, Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba e Metropolitana de Belo Horizonte, ver TAB. A.41. Para a Severidade da Pobreza ($P_2$) no Norte de Minas apenas, ver TAB. A.42. Já para a Severidade da Extrema Pobreza ($P_2$), em Minas Gerais, Vale do Rio Doce, Metropolitana de Belo Horizonte, Central Mineira, Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba, Vale do Mucuri, Jequitinhonha e Norte de Minas, ver TAB. A.43. Para a *rdpc_ocde,* os casos são ainda mais numerosos, sendo $\phi < 1$, para Minas Gerais e todas as mesorregiões, para a Severidade da Extrema Pobreza ($P_2$), ver TAB. A.47, A.48 e A.49.

Em síntese, no período do Milagre Econômico, o crescimento pode ser considerado estritamente pró-pobre em Minas Gerais e em todas as mesorregiões, indicando que, a despeito da piora na concentração de renda medida pelo T-Theil (e melhora pelo Gini), os pobres se beneficiaram proporcionalmente mais que os não pobres do grande crescimento da renda *per capita* observado no período. Contudo, o crescimento parece ter sido mais estritamente pró-pobre nas mesorregiões mais ricas, com maiores índices. Na década seguinte, de 1980, a recessão foi pró-rico em todas as mesorregiões, ou seja, os pobres e extremamente pobres foram proporcionalmente mais prejudicados pela redução da renda média, que foi acompanhada pelo acirramento da desigualdade de renda. A retomada do crescimento, na década de 1990, afetou os pobres de maneira diversa entre as mesorregiões, sendo menos pró-pobre do que no período do milagre. Para a extrema pobreza, até mesmo empobrecedor. Embora a estabilização tenha trazido um ganho de renda real significativo, os indivíduos com as menores rendas foram os menos beneficiados, o que se refletiu em uma piora na desigualdade de renda.

## 4.3-Decomposição espacial da pobreza: o que explica a diferença de pobreza entre as mesorregiões mineiras em 2000?

A decomposição espacial é realizada de maneira análoga à decomposição temporal bilateral, com os subscritos antes referentes às unidades temporais agora representando as unidades geográficas, as mesorregiões. O processo analítico de decomposição é o mesmo e baseia-se na construção de níveis de pobreza hipotéticos (contra-factuais) que combinam a renda média de uma unidade seccional com a estrutura distributiva de outra, tal como na decomposição temporal. A decomposição/microssimulação é feita tendo como referência a média do estado de Minas Gerais, sendo a questão relevante agora entender o que explica a diferença entre os níveis de pobreza entre Minas Gerais e as mesorregiões: a diferença entre as rendas médias ou na distribuição de renda intra-seccional.

Como mostra a TAB. 4.6, para a *rdpc*, a proporção de pobres do Jequitinhonha, em 2000, é 32,75 pontos percentuais superior (diferença absoluta) à média de Minas Gerais, sendo esta diferença atribuída à menor renda média desta mesorregião. Isto é, como mostra o exercício contra-factual, se a desigualdade de renda do Jequitinhonha fosse a mesma de Minas Gerais, a pobreza nesta mesorregião seria 33,80 pontos percentuais maior e se a renda média fosse a mesma, a proporção de pobres seria 1,05 pontos percentuais menor.

Para as demais mesorregiões com maior pobreza e extrema pobreza que a média do estado, Noroeste de Minas, Norte de Minas, Jequitinhonha, Vale do Mucuri e Vale do Rio Doce, a decomposição espacial aponta para a renda média como o macro-determinante imediato desta diferença. Quando se utiliza $P_1$ e $P_2$, medidas sensíveis à renda do pobre (extremamente pobre) e $P_2$, à desigualdade de renda entre os pobres (extremamente pobre), a maior desigualdade de renda passa a contribuir, quando já não contribuía, para os maiores índices de pobreza e extrema pobreza verificados nestas mesorregiões, o que é um indicativo da menor renda apoderada pelo pobre (extremamente pobre) nestas localidades.

**TABELA 4.6-Decomposição Intra-estadual da Pobreza, no ano de 2000, para a renda domiciliar *per capita*, tendo como base a média do estado de Minas Gerais**

| Mesorregião | Medida de Pobreza | Pobreza | | | Extrema Pobreza | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | ΔP | $C_G$ | $C_R$ | ΔP | $C_G$ | $C_R$ |
| Noroeste de Minas | $P_0$ | 6,12 | 6,47 | -0,36 | 2,27 | 2,89 | -0,62 |
| | $P_1$ | 2,93 | 3,09 | -0,16 | 1,64 | 1,13 | 0,51 |
| | $P_2$ | 2,11 | 1,82 | 0,29 | 1,52 | 0,56 | 0,96 |
| Norte de Minas | $P_0$ | 27,51 | 28,04 | -0,53 | 19,02 | 17,24 | 1,78 |
| | $P_1$ | 17,55 | 15,07 | 2,48 | 10,74 | 6,90 | 3,84 |
| | $P_2$ | 13,17 | 9,81 | 3,36 | 8,16 | 3,84 | 4,32 |
| Jequitinho-nha | $P_0$ | 32,75 | 33,80 | -1,05 | 22,15 | 21,71 | 0,44 |
| | $P_1$ | 20,18 | 19,41 | 0,77 | 11,53 | 9,27 | 2,26 |
| | $P_2$ | 14,59 | 12,82 | 1,77 | 8,16 | 5,24 | 2,91 |
| Vale do Mucuri | $P_0$ | 24,79 | 22,17 | 2,62 | 15,80 | 13,38 | 2,42 |
| | $P_1$ | 14,62 | 12,41 | 2,21 | 7,48 | 5,63 | 1,85 |
| | $P_2$ | 10,01 | 8,04 | 1,97 | 4,82 | 3,10 | 1,72 |
| Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba | $P_0$ | -12,15 | -5,40 | -6,76 | -6,97 | -1,80 | -5,17 |
| | $P_1$ | -6,84 | -2,27 | -4,57 | -3,41 | -0,66 | -2,75 |
| | $P_2$ | -4,66 | -1,23 | -3,43 | -2,41 | -0,32 | -2,09 |
| Central Mineira | $P_0$ | -0,19 | 6,81 | -7,00 | -2,30 | 2,60 | -4,90 |
| | $P_1$ | -1,40 | 3,10 | -4,51 | -1,52 | 1,09 | -2,61 |
| | $P_2$ | -1,47 | 1,80 | -3,27 | -1,26 | 0,54 | -1,80 |
| Metrop. de Belo Horizonte | $P_0$ | -6,65 | -7,49 | 0,84 | -3,73 | -3,26 | -0,46 |
| | $P_1$ | -3,58 | -3,42 | -0,16 | -1,74 | -1,17 | -0,58 |
| | $P_2$ | -2,40 | -1,97 | -0,43 | -1,16 | -0,57 | -0,59 |
| Vale do Rio Doce | $P_0$ | 9,65 | 8,97 | 0,69 | 5,32 | 4,80 | 0,52 |
| | $P_1$ | 5,22 | 4,77 | 0,45 | 2,37 | 1,90 | 0,47 |
| | $P_2$ | 3,44 | 2,94 | 0,50 | 1,63 | 0,97 | 0,66 |
| Oeste de Minas | $P_0$ | -10,24 | 1,87 | -12,11 | -6,68 | 0,74 | -7,42 |
| | $P_1$ | -6,29 | 0,35 | -6,64 | -3,57 | 0,11 | -3,68 |
| | $P_2$ | -4,56 | 0,19 | -4,74 | -2,66 | 0,05 | -2,71 |
| Sul/ Sudoeste de Minas | $P_0$ | -9,41 | -2,17 | -7,24 | -6,37 | -0,84 | -5,53 |
| | $P_1$ | -5,99 | -0,70 | -5,29 | -3,57 | -0,22 | -3,36 |
| | $P_2$ | -4,45 | -0,38 | -4,06 | -2,72 | -0,10 | -2,62 |
| Campo das Vertentes | $P_0$ | 0,14 | 5,20 | -5,06 | -1,85 | 2,35 | -4,21 |
| | $P_1$ | -1,22 | 2,39 | -3,61 | -1,64 | 0,85 | -2,49 |
| | $P_2$ | -1,45 | 1,38 | -2,84 | -1,40 | 0,40 | -1,80 |
| Zona da Mata | $P_0$ | 0,09 | 3,29 | -3,20 | -1,31 | 1,50 | -2,81 |
| | $P_1$ | -0,82 | 1,26 | -2,09 | -1,11 | 0,45 | -1,57 |
| | $P_2$ | -0,99 | 0,73 | -1,73 | -0,98 | 0,22 | -1,20 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc), linha de pobreza absoluta de R$75,50 e de extrema pobreza de R$37,75.
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =diferença de renda média e $C_R$=diferença na desigualdade intra-mesorregional.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

Para as demais mesorregiões, não se verifica um padrão claro. Na Zona da Mata, Central Mineira e Campo das Vertentes, o nível de pobreza e extrema é parecido com o de Minas Gerais, com a menor renda média em relação ao estado sendo compensada por uma melhor distribuição de renda (menor desigualdade de renda). Por exemplo, na Central Mineira, a proporção de pobres é 0,19% inferior à média de Minas Gerais, mas a simulação revela que, se a desigualdade de renda nesta mesorregião fosse idêntica à do estado, a proporção de pobres seria 6,81% maior. E, se a renda média fosse igual, a menor desigualdade de renda geraria um nível de pobreza 7% menor. Já no Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba e Sul/Sudoeste de Minas, os menores níveis de pobreza e extrema pobreza, para $P_0$ $P_1$ e $P_2$,

são decorrentes da maior renda média e da menor desigualdade de renda destas mesorregiões. Na Região Metropolitana de Belo Horizonte, praticamente só a maior renda média explica o menor nível de pobreza, e, no Oeste de Minas, a menor concentração da renda, ver TAB. 4.6. Para a *rdpc_ocde* o mesmo padrão espacial para a pobreza, renda média e desigualdade se verifica e, por isso, a sua análise foi omitida, ver TAB. A.50.

Portanto, para as mesorregiões mais pobres de Minas Gerais, a diferença de pobreza é atribuída majoritariamente à menor renda média destas áreas, o que contraria a hipótese aventada neste capítulo de que a persistência temporal da configuração espacial da pobreza mesorregional seria decorrente da elevada desigualdade de renda intra-mesorregional. Se a renda média de Minas Gerais fosse atribuída às mesorregiões com maiores níveis de pobreza que a média do estado, a pobreza nessas mesorregiões cairia para patamares até mesmo inferiores aos observados para o estado. No entanto, às políticas promotoras do crescimento devem-se aliar políticas voltadas à redução da desigualdade de renda, dado que a concentração da renda intra-mesorregional é ainda muito elevada em 2000, para todas as mesorregiões, o que, além de responder por um patamar mínimo de pobreza (comum às mesorregiões), pode estar minimizando a efetividade do crescimento (aumento da renda média) em reduzir a pobreza (extrema pobreza). Isto é, se a desigualdade intra-mesorregional fosse menor, a pobreza poderia também ser ainda menor em 2000.

Assim, a evidências encontradas a partir da decomposição espacial da pobreza corrobora o argumento, colocado em seção anterior, de que, nas mesorregiões cronicamente pobres (Vale do Rio Doce, do Mucuri, Jequitinhonha e Norte de Minas), a políticas promotoras do crescimento (aumento da renda média) devem-se aliar políticas que visem a uma melhor distribuição de renda intra-mesorregional, pois, nessas mesorregiões, os elevados níveis de pobreza encontram suas causas na baixa renda média e no elevado nível de desigualdade de renda. E nas mesorregiões mais ricas, o caminho para a redução dos níveis de pobreza se encontra na redução da desigualdade de renda, o que se comprova pelo exemplo da mesorregião Oeste de Minas, que apresenta um nível de pobreza inferior à média estadual em decorrência de sua melhor distribuição de renda.

# CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente dissertação examinou as inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento nas mesorregiões mineiras, no período 1970-2000. Em específico, investigou-se como a pobreza se comportou em face do crescimento econômico mineiro (acima da média nacional, desde os anos 1970) e da (des)concentração da renda. Isto é, como a pobreza respondeu a seus macro-determinantes imediatos, crescimento (renda média) e desigualdade de renda. Além disso, examinou a qualidade do crescimento econômico mineiro, se tem sido ou não pró-pobre. E, por fim, dada a conformação espacial heterogênea da pobreza mesorregional, em 2000, investigou as razões para tal padrão, se atribuído à diferença de renda média ou a padrões distintos de concentração de renda.

Partiu-se da hipótese de que o comportamento temporal da pobreza mesorregional estaria associado ao comportamento da renda, ou seja, de que a variação na pobreza ocorrida nas mesorregiões seria majoritariamente atribuída à concomitante variação na renda (crescimento ou recessão). Contudo, a conformação espacial duradoura e díspare seria decorrente da elevada desigualdade de renda intra-mesorregional. Para a verificação desta hipótese, adotou-se como estratégia empírica a construção de um índice de crescimento pró-pobre e a decomposição temporal e seccional da variação da pobreza nas mesorregiões e para Minas Gerais.

Para tanto, nos beneficiamos de um grande horizonte temporal para a análise, factível em decorrência da compatibilização da malha municipal mineira dos Censos Demográficos de 1970, 1980, 1991 e 2000 e posterior agregação na divisão mesorregional de 2000. Investigar a tríade pobreza-desigualdade-crescimento em face de diferentes cenários macroeconômicos (Milagre Econômico, nos anos 1970, recessão com hiperinflação, nos anos 1980, e a retomada da atividade econômica e estabilização, nos anos 1990) permitiu uma avaliação pormenorizada e criteriosa de como os macro-determinantes imediatos, crescimento (renda média) e desigualdade de renda, influenciaram o comportamento da pobreza mesorregional ao longo do período. Ademais, mesmo a pobreza sendo constantemente objeto de inúmeros estudos, ainda há poucos trabalhos que estudaram a tríade para Minas Gerais, como Resende (2006), Salvato *et al.* (2006), Prates (1996) e Simão (2004). Neste sentido, a presente dissertação procurou preencher esta lacuna.

A análise da dinâmica evolutiva da renda média, desigualdade e pobreza mostrou que, devido à grande disparidade regional intra-estadual, a renda média apresenta padrão espacial heterogêneo, bem como padrões de crescimento destoantes do comportamento médio do estado. Ademais, a disparidade regional mineira refletida na discrepância de nível e crescimento da renda média mesorregional parece se perpetuar com longo das décadas. A renda cresce acentuadamente na década de 1970, declina, em todas as mesorregiões, com a recessão dos anos 1980 e retoma uma trajetória tímida de crescimento nos anos 1990. Mas, durante todo o período, a Região Metropolitana de Belo Horizonte apresentou a maior renda média, seguida das mesorregiões do Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba e Sul/Sudoeste de Minas e o Jequitinhonha a menor renda média, acompanhada no Norte de Minas e Vale do Mucuri.

Ao contrário da renda, o comportamento da desigualdade de renda não apresentou padrão espacial claro e associado à renda *per capita* média, sendo a concentração de renda elevada e com tendência de aumento ao longo das décadas. Tanto mesorregiões com elevada renda média (superior à média do estado), como Zona da Mata e Central Mineira, quanto mesorregiões com baixa renda, como Jequitinhonha e Vale do Mucuri, apresentam elevados índices (de Gini e de T-Theil), próximos do valor médio para o estado. A decomposição do T-Theil revelou que a desigualdade da renda domiciliar *per capita*, corrigida ou não pela escala da OCDE, entre as mesorregiões contribuiu com menos de 10% para a desigualdade de renda total do estado, em todos os anos investigados, tendo a desigualdade intra-meso, desigualdade interna as mesorregiões, contribuição crescente. Assim, a elevada e relativamente homogênea desigualdade de renda em Minas Gerais impinge um ônus cruel ao combate à pobreza estadual, já que tanto mesorregiões com elevada renda média quanto mesorregiões mais pobres apresentam uma distribuição de renda desigual.

Apesar do dinamismo da economia mineira, que confere ao estado lugar de destaque no cenário nacional, coexistem em Minas Gerais regiões ricas e desenvolvidas (como o Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba e a Região Metropolitana de Belo Horizonte), com regiões caracterizadas por bolsões crônicos de pobreza (Vale do Rio Doce, Vale do Mucuri, Jequitinhonha e Norte de Minas). O padrão espacial da pobreza absoluta é heterogêneo e aparenta se perpetuar ao longo das décadas, mesmo com a sensível melhora

nos indicadores de pobreza de 1970 a 2000. Para a noção de pobreza como privação relativa, não se verifica a heterogeneidade na distribuição da pobreza observada e perpetuada ao longo das décadas como na pobreza absoluta, dado que as linhas de pobreza e de extrema pobreza acompanham o crescimento da renda, por serem múltiplas da renda mediana, e o padrão espacial da desigualdade é relativamente homogêneo.

Os vários exercícios de decomposição temporal da variação da pobreza corroboram a hipótese colocada, no que se refere à importância do macro-determinante renda média na alteração dos níveis de pobreza. Para o período como um todo, 1970-2000, assim como para os sub-períodos 1970-1980, 1980-1991 e 1991-2000, a contribuição da variação da renda média foi fator majoritariamente responsável pela queda da proporção de pobres e extremamente pobres, na primeira e na última década, e pelo aumento na década intermediária. Contudo, os resultados das decomposições são extremamente sensíveis ao indicador de pobreza utilizado, ou seja, utilizando $P_1$ e $P_2$, o componente redistribuição passa a responder por uma maior parte da variação na pobreza (e na extrema pobreza) a ser explicada. Isto é, a sensibilidade desses índices à intensidade da pobreza (extrema pobreza) e à desigualdade de renda entre os pobres revela a real importância do macro-determinante desigualdade de renda, não captada pela medida proporção de pobres. No entanto, mesmo sendo melhor captada por $P_1$ e $P_2$, a melhora ou piora na concentração da renda continua relativamente menos importante na explicação da variação da pobreza nas mesorregiões historicamente mais pobres e de menor renda média, em relação as mesorregiões da parte sul do estado.

A investigação acerca da qualidade do crescimento econômico mineiro, nas 3 décadas (de 1970,1980 e 1990), utilizando a metodologia de crescimento pró-pobre, corrobora a investigação realizada a partir da Decomposição Temporal de Shapley. No período do Milagre Econômico, o crescimento foi estritamente pró-pobre em Minas Gerais e em todas as mesorregiões, indicando que, os pobres se beneficiaram proporcionalmente mais que os não pobres do grande crescimento da renda *per capita* observado no período. Contudo, o crescimento foi mais estritamente pró-pobre nas mesorregiões mais ricas, o que pode ter contribuído para a perpetuação da desigualdade regional na distribuição mesorregional da pobreza, nas décadas posteriores.

Na década de 1980, a recessão foi pró-rico em todas as mesorregiões, ou seja, os pobres e extremamente pobres foram proporcionalmente mais prejudicados pela redução da renda média, que foi acompanhada pelo acirramento da desigualdade de renda. A retomada do crescimento, na década de 1990, afetou os pobres de maneira diversa entre as mesorregiões, sendo menos pró-pobre do que no período do Milagre Econômico. Para a extrema pobreza, foi até mesmo empobrecedor. Embora a estabilização tenha trazido um ganho de renda real significativo, os indivíduos com as menores rendas foram os menos beneficiados, o que se refletiu em uma piora na desigualdade de renda. Portanto, das 3 décadas em analise, somente no período do milagre os pobres e extremamente pobres se beneficiaram proporcionalmente mais que os não pobres do crescimento econômico.

A decomposição espacial da pobreza mesorregional, para 2000, mostra que, para as mesorregiões com níveis de pobreza superiores a média do estado de Minas Gerais, a diferença de pobreza é atribuída majoritariamente à menor renda média destas áreas, o que contraria a hipótese aventada de que a persistência temporal da configuração espacial da pobreza mesorregional seria decorrente da elevada desigualdade de renda intra-mesorregional. Se a renda média de Minas Gerais fosse atribuída às mesorregiões com maiores níveis de pobreza que a média do estado, a pobreza nessas mesorregiões cairia para patamares até mesmo inferiores aos observados para o estado.

Da estratégia empírica empregada infere-se que, nas mesorregiões mais pobres (Vale do Rio Doce, Vale do Mucuri, Jequitinhonha e Norte de Minas), incentivar políticas voltadas ao aumento do nível de renda é extremamente relevante como estratégia de combate à pobreza e à extrema pobreza, pois como revelou os exercícios de decomposição, o crescimento foi responsável pela queda na pobreza e na extrema pobreza, até mesmo contrapondo-se ao efeito adverso da piora na concentração de renda em alguns períodos. E, como mostrou da decomposição espacial, a diferença de pobreza entre essas mesorregiões e a média do estado é atribuída às menores rendas médias dessas áreas. Ademais, a adoção conjunta de políticas redistributivas (ou o aumento da cobertura de políticas de transferência de renda já existentes, como o Bolsa-Família e o Benefício de Prestação Continuada-BPC), poderia, além do efeito direto da redução da desigualdade, que joga mais adversamente exatamente nas mesorregiões mais carentes, aumentar a já efetividade do crescimento em reduzir a pobreza e, principalmente, a extrema pobreza (Hipótese de

Bourguignon). Pois, as mesorregiões marcadas por bolsões crônicos de pobreza são também acentuadamente desiguais.

Mas, nas mesorregiões mais pobres *vis a vis* às mais ricas da porção Sul, a melhora na desigualdade de renda tem um menor impacto sobre a pobreza. Nessas mesorregiões pobres, o crescimento seria uma condição necessária para a erradicação da pobreza, enquanto a melhora da distribuição da renda *per capita* seria mais eficiente nas mesorregiões mais ricas, dada a já elevada renda média destas mesorregiões e também elevado grau de desigualdade de renda intra-mesorregional.

Portanto, há um amplo espaço para políticas redistributivas em Minas Gerais, dada a elevada desigualdade de renda do estado, a maior dentre os estados das regiões sul e sudeste. Mas, essas políticas devem levar em conta as especificidades das mesorregiões (no nível hierárquico aqui analisado, o nível de renda e de desigualdade) de modo a serem mais efetivas no combate à pobreza, uma face cruel da enorme desigualdade regional mineira, retratada no corte mesorregional empregado. Políticas voltadas às mesorregiões cronicamente pobres (Vale do Rio Doce, Jequitinhonha, Vale do Mucuri e Norte de Minas) devem aliar incentivos ao crescimento e à redistribuição da renda. E, políticas para a minoração da pobreza nas demais mesorregiões devem ser focalizadas em reduzir a desigualdade de renda entre os classificados como pobres e os não-pobres. Neste mote, a maturação, ampliação e melhor focalização dos programas sociais de transferência de renda e previdenciários dos governos municipal, estadual e federal podem ser ferramentas importantes e efetivas para a redução da pobreza estadual.

Como agenda de pesquisa, pretende-se avançar na investigação das causas da heterogeneidade espacial da pobreza mineira, começando pelo estudo dos determinantes da desigualdade de renda e do crescimento econômico nas mesorregiões. Um caminho para tal objetivo seria investigar os determinantes do crescimento pró-pobre dado que o efeito do crescimento na pobreza é contexto-dependente. Isto é, condiciona-se às características locais. Um outro caminho é a análise da estrutura produtiva das mesorregiões, através de exercícios de decomposição setorial da pobreza, sendo possível identificar quais setores econômicos contribuem mais para a redução da pobreza. Tal exercício pode ser uma valiosa ferramenta na delimitação de estratégias para o desenvolvimento local sustentável nas mesorregiões mais pobres, o que por sua vez, contribuiria para a redução dos

incentivos à migração inter-municipal e, até mesmo, inter-estadual. Outra linha de pesquisa correlata, seria buscar entender como as migrações rural-urbano e inter-meso contribuíram para a variação da pobreza nas mesorregiões, ao longo do tempo, e entre as mesorregiões com saldo migratório positivo e negativo.

## Referências Bibliográficas

AGHION, Philippe; BOLTON, Patrick. A theory of trickle-down growth and development. **Review of Economic Studies,** v. 64, n. 2, p. 151-172, Apr. 1997.

AGHION, Philippe; GARCÍA-PEÑALOSA, Cecília. Inequality and economic growth: the perspectives of the new growth theories. **Journal of Economic Literature,** v. 37, n. 4, p. 1615-1660, Dec. 1999.

AMANN, Edmund; ASLANIDIS, Nektarios; NIXSON, Frederick; WALTERS, Bernard. Economic growth and poverty alleviation: a reconsideration of dollar and kraay. **European Journal of Development Research,** v. 18, n. 1, p. 22-44, Mar. 2006.

ANGÉLICO, Fabiano. **Pobreza cai pela metade em 388 municípios.** São Paulo, SP: Nações Unidas, 2006. Disponível em: <http://www.pnud.org.br> Acesso em: 09/02/2006.

APPLETON, Simon. **Regional or national poverty lines**? the case of Uganda in the 1990s. Helsinki: United Nations University/Wider, 2003. 22 p. (WIDER discussion paper; 2003/90).

BAGOLIN, Izete Pengo; GABE, João, RIBEIRO, Eduardo Pontual. Crescimento e desigualdade no Rio Grande do Sul: uma revisão da Curva de Kuznets para os municípios gaúchos (1970-1991). In: ENCONTRO DE ECONOMIA GAÚCHA, 2., 2003, Porto Alegre, RS. **Anais.** Porto Alegre: FEE, 2003. Disponível em: <http://www.fee.rs.gov.br/sitefee/download/eeg/2/2.4.zip>

BANERJEE, Abhijit; DUFLO, Esther. Inequality and growth: what can the data say? **Journal of Economic Growth,** v. 8, n. 3, p. 267-299, Sept. 2003.

BARRETO, Flávio Ataliba F. D.; JORGE NETO, Paulo de Melo; TEBALDI, Edinaldo. **Desigualdade de renda e crescimento no nordeste brasileiro.** 2001. Mimeogr.

BARRETO, Flávio Ataliba. **Crescimento econômico, pobreza e desigualdade**: o que sabemos sobre eles? Fortaleza, CE: UFC/CAEN/LEP, 2005. (Ensaios sobre a pobreza; 1).

BARROS, Ricardo Paes de *et al.* **Conseqüências e causas imediatas da queda recente da desigualdade de renda brasileira**. Rio de Janeiro: IPEA, 2006a. 32 p. (Texto para discussão; 1201).

BARROS, Ricardo Paes de *et al.* **Crecimiento con equidad: la lucha contra la pobreza en Centroamérica.** Colombia: PNUD-IPEA-ALFAOMEGA, 2005. 273 p.

BARROS, Ricardo Paes de *et al.* Técnicas empíricas de decomposição: uma abordagem baseada em simulações contrafactuais. **Revista de Econometria**, v. 15, n.1, p.33-63 , abr./out. 1995.

BARROS, Ricardo Paes de *et al.* **Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira**. Rio de Janeiro: IPEA, 2006b. 28 p. (Texto para discussão**;** 1203).

BARROS, Ricardo Paes de; HENRIQUES, Ricardo, MENDONÇA, Rosane. Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. **Revista Brasileira de Ciências Sociais,** v. 15, n. 42, p. 123-142, 2000a.

BARROS, Ricardo Paes de; HENRIQUES, Ricardo, MENDONÇA, Rosane. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, Ricardo (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil.** Rio de Janeiro: IPEA, 2000b. p. 21-47.

BARROS, Ricardo Paes de; MENDONÇA, Rosane. **O impacto do crescimento econômico e de reduções no grau de desigualdade sobre a pobreza.** Rio de Janeiro: IPEA, 1997. 17 p. (Texto para discussão; 528).

BAYE, Francis Menjo. Growth and redistribution effects of poverty changes in Cameroon: a shapley decomposition analysis. In: AFRICAN DEVELOPMENT AND POVERTY REDUCTION: THE MACRO-MICRO LINKAGE. CONFERENCE, 2004, Cape Town. **Forum paper**. Somerset West, South Africa, 2004.

BENABOU, Roland. **Inequality and growth**. Cambridge, Mass.: NBER, 1996. 50 p. (Working paper; 5658).

BÊRNI, D. A.; MARQUETTI, A.; KLOECKMER, R. A desigualdade econômica do Rio Grande do Sul: primeiras investigações sobre a Curva de Kuznets. In : ENCONTRO DE ECONOMIA GAÚCHA**,** 1., 2002, Porto Alegre, RS. **Anais**. Porto Alegre: FEE, 2002. 18 p. Disponível em: <http://www.fee.rs.gov.br/sitefee/download/eeg/1/mesa_3_berni_marquetti_kloeckner.pdf >

BHANUMURTHY, N.R.; MITRA, Arup. Economic growth, poverty, and inequality in India States in the pre-reform and reform periods. **Asian Development Review,** v. 21, n. 2, p.79-99, 2004.

BIGSTEN, Arne; LEVIN, Jörgen. **Growth, income distribution, and poverty: a review**. Helsinki: United Nations University/Wider, 2001. (WIDER research paper; 2001/129).

BOURGUIGNON, François. **The growth elasticity of poverty reduction**: explaining heterogeneity across countries and time periods. Paris, Fr: DELTA, 2002. (Working paper; 2002-03).

BOURGUIGNON, François; SPADARO, Amedeo. **Microsimulation as a tool for evaluating redistribution policies**. Paris: Paris-Jourdan Sciences Economiques, 2005. 32 p. (Working paper; 2005-02).

BRUNO, Michael; RAVALLION, Martin; SQUIRE, Lyn. **Equity and growth in developing countries**: old and new perspectives on the policy issues. Washington, DC: World Bank, 1996. 30 p. **(**Policy research working paper; 1563).

CASTRO, Fernanda de, BELLUZZO, Walter. Alocação intrafamiliar do consumo e custo criança: um estudo aplicado ao Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA. 34, 2006, Salvador, BA. **Anais.** Belo Horizonte: ANPEC, 2006. (Disponível em CD-ROM).

CEPAL/IPEA/PNUD. **Rumo ao objetivo do milênio de reduzir a pobreza na América Latina e o Caribe.** Santiago: Nações Unidas, 2003. 77 p.

CHAKRAVARTY, Satya R. A generalized human development index. **Review of Development Economics,** v. 7, n. 1, p. 99-114, 2003.

CHEIN, Flávia. **Desigualdade regional, migração e urbanização: três ensaios sobre desenvolvimento**. 2006. 142 f. Tese (doutorado) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2006.

CHEIN, Flávia; LEMOS, Mauro Borges, ASSUMÇÃO, Juliano Junqueira. Desenvolvimento desigual: evidências para o Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal, RN. **Anais**. Belo Horizonte: ANPEC, 2005. (Disponível em CD-ROM).

CHEN, A.; RAVALLION, Datt. **How did the world`s poorest fare in the 1990s?** Washington, DC: World Bank, 2000. 30 p. (Policy research working paper; 2409).

CHEN, Shaohua; WANG, Yan. **China`s growth and poverty reduction:** trends between 1990 and 1999. Washington, DC: World Bank, 2001. 24 p. (Policy research working paper; 2651).

CONTRERAS, Dante. Poverty and inequality in a rapid growth economy: Chile 1990-96. **Journal of Development Studies,** v. 39, n. 3, p.181-200, 2003.

CORSEUIL, Carlos Henrique; FOGUEL, Miguel N. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE.** Rio de Janeiro: IPEA, 2002. 8 p. (Texto para discussão; 897).

DATT, Gaurav; RAVALLION, Martin. Growth and redistribution components of changes in poverty measures. **Journal of Development Economics,** v. 38, n. 2, p. 275-295, Apr. 1992.

DATT, Gaurav; RAVALLION, Martin. Is India`s economic growth leaving the poor behind? **Journal of Economic Perspectives,** v.16, n. 3, p. 89-108, 2002.

DEATON, Angus. **Measuring poverty.** Princenton: Princenton University, 2004. (Research program in development studies).

DEININGER, Klaus; SQUIRE, Lyn. New ways of looking at old issues: inequality and growth. **Journal of Development Economics,** v. 57, n. 2, p.259-287, Dec. 1998.

DHONGDE, Shatakshee. **Decomposing spatial differences in poverty in Índia.** Helsinki: United Nations University/Wider, 2004. (WIDER research paper; 2004/53).

DOLLAR, David; KRAAY, Aart. Growth is good for the poor. **Journal of Economic Growth, v.** 7, n. 3, p. 195-225, Sept. 2002.

EPAULARD, Anne. **Macroeconomic performance and poverty reduction.** Washington, D.C: International Monetary Fund, 2003. (Working paper; 03/72).

ESANOV, Akram. **The growth-poverty nexus: evidence from Kazakhstan**. Tokyo: ADBInstitute, 2006. (Discussion paper**;** 51).

EXPERT GROUP ON POVERTY STATSITICS. Rio Group. **Compendium of best practices in poverty measurement**. Santiago de Chile: CEPAL, 2006. 156p. Disponível em: <http://www.eclac.cl/publicaciones/xml/3/26593/rio_group_compendium.pdf>

FERREIRA, Francisco H. G.; LEITE, Phillippe G.; LITCHFIELD, Julie A. **The rise and fall of Brazilian inequality**: 1981-2004. Washington, D. C.: World Bank, 2006. 40 p. (Policy research working paper; 3867).

FERREIRA, Francisco H. G.; LITCHFIELD, Julie A. Desigualdade, pobreza e bem-estar social no Brasil-1971/95 In: HENRIQUES, Ricardo (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil.** Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 49-80.

FIELDS, Gary S. **Distribution and development:** a new look at the developing world. New York: Russel Sage, 2001. 260 p.

FORBES, Kristin J. A reassessment of the relationship between inequality and growth. **American Economic Review,** v. 90, n. 4, p. 869-887, Sept. 2000.

FOSTER, James. What is poverty and who are the poor? Redefinition for the United States in the 1990`s: absolute versus relative poverty. **American Economic Review**, v. 88, n. 2, p.335-341, May, 1998.

FOSTER, James; GREER, Joel; THORBECKE, Erik. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, v. 52, n. 3, p. 761-768, May 1984.

GROOTAERT, Christiaan. Structural change and poverty in Africa: a decomposition analysis for Côte d'Ivoire. **Journal of Development Economics,** v. 47, n. 2, p. 375-401, Aug. 1995.

GUIMARÃES, Thiago Pamplona; BELLUZZO, Walter. Estimação de economias de escala no consumo familiar para o caso brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., 2006, Salvador, BA. **Anais.** Belo Horizonte: ANPEC, 2006. (Disponível em CD-ROM).

HELTBERG, Rasmus. **The poverty elasticity of growth**. Helsinki: United Nations University/Wider, 2002. 15 p. (WIDER research paper; 2002/21).

HENRIQUES, Ricardo (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil.** Rio de Janeiro: IPEA, 2000. 739 p.

HOFFMANN, Rodolfo. **Distribuição de renda:** medidas de desigualdade e pobreza**.** São Paulo: Edusp, 1998. 275 p.

HOFFMANN, Rodolfo. Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade no Brasil e nas unidades da federação. **Economia Revista da Anpec,** v. 6, n. 2, p. 255-289, 2005.

HOFFMANN, Rodolfo. Mensuração da desigualdade e da pobreza no Brasil In: HENRIQUES, Ricardo (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil.** Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 81-107.

HOFFMANN, Rodolfo; SIMÃO, Rosycler Cristina Santos. Determinantes do rendimento das pessoas ocupadas em Minas Gerais em 2000: o limiar no efeito da escolaridade e as diferenças entre mesorregiões. **Nova Economia,** v. 15, n. 2, p. 35-62, 2005.

HUPPI, Monika; RAVALLION, Martin. The sectoral structure of poverty during an adjustment period: evidence for Indonesia in the mid-1980s. **World Development,** v. 19, n. 12, p. 1653-1678, 1991.

IBGE. **Microdados da amostra do censo demográfico, 1970-2000**. Rio de Janeiro: IBGE, 2000.

JACINTO, Paulo de Andrade; TEJADA, César Augusto Oviedo. Desigualdade de renda e crescimento econômico nos municípios da região nordeste do Brasil: o que os dados têm a dizer? In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA. 32., 2004, João Pessoa, PB. **Anais.** Belo Horizonte: ANPEC, 2004. (Disponível em CD-ROM).

JANNUZZI, Paulo. M. Os quesitos de mão de obra nos censos demográficos brasileiros de 1960 a 2000. In: ENCONTRO TRANSDISCIPLINAR ESPAÇO E POPULAÇÃO. Campinas, 2003. **Anais**. Campinas: Unicamp/NEPO, 2003. Disponível em: <http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/eventos/transdisciplinar/trab_jannuzzi.pdf>

JENKINS, Stephen P.; KERM, Philippe Van. **Trends in income inequality, pro-poor income growth and income mobility**. Luxembourg: CEPS/INSTEAD, 2003. 18 p. (IRISS working paper series; 11).

KAKWANI, N. On measuring growth and inequality components of poverty with application to Thailand. Sidney: University of New South Wales, 1997. **(**Discussion paper; 16).

KAKWANI, N.; PERNIA, Ernesto M. What is pro-poor growth? **Asian Development Review,** v. 18, n. 1, p. 1-16, 2000.

KAKWANI, N.; PERNIA, Ernesto M.; NERI, Marcelo; SON, Hyun H. Pro-poor growth and social programs in Brazil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., 2006, Salvador, BA. **Anais.** Belo Horizonte: ANPEC, 2006. (Disponível em CD-ROM).

KAKWANI, N.; SON, Hyun H. **Pro-poor growth**: the Asian experience. Helsinki: United Nations University/Wider, 2006. (WIDER research paper; 2006/56).

KALWIJ, Adriaan; VERSCHOOR, Arjan. **A decomposition of poverty trends across regions**: the role of variation in the income and inequality elasticities of poverty. Helsinki: United Nations University/Wider, 2005. (WIDER research paper; 2005/36).

KNOWLES, Stephen. **Inequality and economic growth**: the empirical relationship reconsidered in the light of comparable data. Nottingham, UK: University of Nottingham, 2001. (Credit research paper; 01/03).

KOLENIKOV, Stanislav; SHORROCKS, Anthony. A decomposition analysis of regional poverty in Russia. **Review of Development Economics,** v. 9, n. 1, p. 25-49, Feb. 2005.

KRAAY, Aart. **When is growth pro-poor**? Cross-country evidence. Washington, DC: International Monetary Fund, 2004. 34 p. (Working paper; 04/47).

KUZNETS, Simon. Economic growth and income inequality. **American Economic Review,** v. 15, n. 1, p. 1-28, 1955.

LANGONI. C. **Distribuição de renda e desenvolvimento econômico no Brasil.** 3. ed. Rio de Janeiro: FVG, 2005. Cap. 5. As causas das mudanças na distribuição da renda entre 1960 e 1970.

LETTIERI, Marcelo; PAES, Nelson Leitão. **Medidas de pobreza e desigualdade**: uma análise teórica dos principais determinantes. Fortaleza: UFC/CAEN/LEP, 2006. (Ensaios sobre a pobreza; 02).

LITCHFIELD, Julie. Inequality: methods and tools. 1999. Mimeogr. Disponível em: <http://www.worldbank.org/poverty> Acesso em: 09/02/2006).

LLUCH, C. Sobre medições de renda a partir dos censos e das contas nacionais no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico,** v. 12, n. 1, p.133-148, 1982.

LOPES, Helger Marra. **Análise de pobreza com indicadores multidimensionais**: uma aplicação para Brasil e Minas Gerais 2003. 65 f. Dissertação (Mestrado) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2003.

MACHADO, Ana Flávia; RIBAS, Rafael; PENIDO, Mariângela. **Mobilidade entre estados de pobreza e inserção no mercado de trabalho:** uma análise para o Brasil Metropolitano em 2004. Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR, 2007. 31 p. (Texto para discussão; 300).

MANSO, Carlos Alberto; BARRETO, Flávio Ataliba; TEBALDI, Edinaldo. O desequilíbrio regional brasileiro: novas perspectivas a partir das fontes de crescimento "pró-pobre". **Revista Econômica do Nordeste,** v. 37, n. 3, p.307-328, 2006.

MARINHO, Emerson; SOARES, Francisco. Impacto do crescimento econômico e da concentração de renda sobre a redução da pobreza nos estados brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31., 2003, Porto Seguro, BA. **Anais.** Belo Horizonte: ANPEC, 2003. (Disponível em CD-ROM).

MARINHO, Emerson; SOARES, Francisco; BENEGAS, Mauricio. Desigualdade de renda e eficiência técnica na geração de bem-estar entre os estados brasileiros. **Revista Brasileira de Economia,** v. 58, n. 4, p. 583-608, out./dez. 2004.

MAZUMDAR, D.; SON, H.H. **Vulnerable groups and the labor market in Thailand**: impact of the Asian financial crisis in the light of Thailand's growth process. (Paper presented at a Workshop on the Impact of Globalization on the Labor Markets. Delhi: National Council of Applied Economic Research, 2001).

MENEZES-FILHO, Naércio; VASCONCELLOS, Ligia. H**as economic growth been pro-poor in Brazil? Why?** 2007. Mimeogr.

MILANOVIC, Branko. **Why we all care about inequality** (but are loath to admit it). 2003. Mimeogr.

MULLER, Adrian. **Clarifying poverty decomposition**. Göterborg: Göterborg University, 2006. (Working paper in economics; 217).

OKUN, Arthur M. **Equality and efficiency**: the big tradeoff. Washington, D.C.: The Brookings Institution, 1975. 124 p.

OLIVEIRA, Cristiano; LIMA, Francisco Soares. Impacto do crescimento, da concentração de renda e das transferências intergovernamentais sobre a pobreza nos municípios brasileiros. In: FÓRUM BNB DE DESENVOLVIMENTO, 2005, Fortaleza, CE. **O Nordeste de Celso Furtado:** anais**.** Fortaleza: BNB, 2005. (Disponível em CD-ROM).

PARTRIDGE, Mark D. Does income distribution affect U. S. State economic growth? **Journal of Regional Science,** v. 45, n. 2, p. 363-394, 2005.

PEROBELLI, Fernando S., OLIVEIRA, Aryeverton, F.O., NOVY, Luiz G. G., FERREIRA, M. V. Planejamento regional e potenciais de desenvolvimento dos municípios de Minas Gerais na região em torno de Juiz de Fora: uma aplicação de análise fatorial. **Nova Economia,** v. 9, n. 1, p. 121-150, 1999.

PERSSON, Torsten; TABELLINI, Guido. Is inequality harmful for growth? **American Economic Review,** v. 84, n. 3, p. 600-321, 1994.

PRATES, Fernando Martins. **Desigualdade de renda e pobreza em Minas Gerais.** 1996. 175 f. Dissertação (Mestrado) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 1996.

RAVALLION, Martin. Can high-inequality developing countries escape absolute poverty? **Economic Letters,** v. 56, n. 1, p. 51-57, Sept. 1997.

RAVALLION, Martin. Growth, inequality and poverty: looking beyond averages. **World Development,** v. 29, n. 11, p.1803-1815, 2001.

RAVALLION, Martin. **Pro-poor growth: a primer.** Washington, D.C.: World Bank**,** 2004. 28 p. (Policy research working paper; 3242).

RAVALLION, Martin; CHEN, Shaohua. Measuring pro-poor growth. **Economic Letters,** v. 78, n. 1, p. 93-99, Jan. 2003.

RAVALLION, Martin; DATT, Gaurav. Why has economic growth been more pro-poor in some states of India than in others? **Journal of Development Economics,** v. 68, n. 2, p. 381-400, Aug. 2002.

RESENDE, Guilherme M. O crescimento econômico dos municípios mineiros têm sido pró-pobre? SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 12., 2006, Diamantina, MG. **Anais.** Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR, 2006. (Disponível em CD-ROM).

RESENDE, Luiz P. F., CUNHA, Marina Silva da. As causas das desigualdades no rendimento médio mensal dos chefes de domicílios do estado de Minas Gerais. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 10., 2002, Diamantina, MG. **Anais.** Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR, 2002. (Disponível em CD-ROM).

RIBAS, Rafael Perez. **Determinantes do risco de pobreza urbana no Brasil durante a década de 90**. Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR, 2005. 24 p. (Texto para discussão; 266).

ROCHA, Sonia. Estimação de linhas de indigência e de pobreza: opções metodológicas no Brasil. In: HENRIQUES, Ricardo (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil.** Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p.685-718.

ROCHA, Sonia. **Pobreza no Brasil:** afinal, de que se trata? 3. ed. Rio de Janeiro: FGV, 2006. 244 p.

ROCHA, Sonia. **Renda e pobreza**: medidas *per capita versus* adulto-equivalente. Rio de Janeiro: IPEA, 1998b. 15 p. (Texto para discussão; 609).

ROCHA, Sonia; ELLWANGER, Ria. Linhas de pobreza: alternativas metodológicas a partir de estruturas de consumo observadas. **Planejamento e Políticas Públicas,** n. 9, p. 227-244, 1993.

RODRIK, Dani. Growth versus poverty reduction: a hollow debate. **Finance & Development v.** 37, n. 4, p. 8-9, 2000.

ROMERO, Julio A. Racchumi. Análise espacial da pobreza municipal do estado de Minas Gerais-1991-2000. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 12., 2006, Diamantina, MG. **Anais.** Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR**,** 2006. (Disponível em CD-ROM).

SALVATO, Márcio Antônio; ALVARENGA, Patrícia Silva; FRANÇA, Cristina Soares; ARAÚJO JUNIOR, Ari Francisco de. **Crescimento e desigualdade**: evidências da Curva de Kuznets para os municípios de Minas Gerais-1991/2000. Belo Horizonte: IBMEC-MG, 2006. (Working paper; 33).

SALVATO, Márcio Antônio; ARAÚJO JUNIOR, Ari Francisco de; MESQUITA, Leonardo Almeida. **Crescimento pró-pobre no Brasil**: uma avaliação empírica da década de 1990**.** Belo Horizonte: IBMEC-MG, 2007. (Working paper; 43).

SANTOS, F. B. T. A construção econômica recente. In: BANCO DE DESENVOLVIMENTO DE MINAS GERAIS (Org.). **Minas Gerais no século XXI.** Belo Horizonte: Rona, 2002. Vol. 1, cap.1. p. 15-56.

SASTRE, Mercedes; TRANNOY, Alain. **Changing income inequality in advanced countries:** a nested marginalist decomposition analysis. 2000. Mimeogr.

SCHWARTZMAN, Simon. **As causas da pobreza**. Rio de Janeiro: FGV, 2004. 207 p.

SCHWARTZMAN, Simon. Estatísticas da pobreza. **Revista Brasileira de Estatística**, v. 58, n. 209, p. 7-18, 1997.

SEN, Amartya. **Desigualdade reexaminada**. Rio de Janeiro: Record, 2001. Cap. 01.

SHORROCKS, Anthony F. **Decomposition procedures for distributional analysis:** a unified framework based on the Shapley value. University of Essex, 1999. Mimeogr.

SILVA, Elydia, FONTES, Rosa, ALVES, Luis Fernando. Crescimento e desigualdade em Minas Gerais. In: FONTES, Rosa, FONTES, Maurício (Eds.). **Crescimento e desigualdade regional em Minas Gerais.** Viçosa: Folha de Viçosa, 2005. p. 1-60.

SILVEIRA NETO, Raul da Mota. Quão pró-pobre tem sido o crescimento econômico no Nordeste? Evidências para o período 1991-2000. **Revista Econômica do Nordeste,** v. 36, n. 4, p. 483-507, out./dez. 2005.

SILVEIRA, Fernando G. *et al*. **Estimating regional poverty lines with scarce data**: na application to brazilian regions., São Paulo: USP/Nereus, 2006. (Texto para discussão; 02).

SIMÃO, Rosycler Cristina Santos. **Distribuição de renda e pobreza no estado de Minas Gerais.** 2004. 112 f. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz". Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

SON, Hyun Hwa. A new poverty decomposition. **Journal of Economic Inequality,** v. 1, n.2, p. 181-187, 2003.

THORBECKE, Erik. **Multi-dimensional poverty: conceptual and measurement issues**. 2005. 29 f. (Paper prepared for The Many Dimensions of Poverty International Conference, UNDP International Poverty Centre, Brasilia, August 29-31, 2005). Disponível em: <http://people.cornell.edu/pages/et17/Erik%20Thorbecke%20files/Multi1.pdf >

THORBECKE, Erik; JUNG, Hong-Sang. A multiplier decomposition method to analyse poverty alleviation. **Journal of Development Economics,** v. 48, n. 2, p. 279-300, 1996.

TOCHETTO, Daniela Goya; RIBEIRO, Eduardo Pontual; COMIM, Flávio Vasconcelos; PORTO JUNIOR, Sabino da Silva. Crescimento pró-pobre no Brasil- uma análise exploratória. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa, PB. **Anais.** Belo Horizonte: ANPEC**,** 2004. (Disponível em CD-ROM).

TSUI, Kai-yuen. Growth-equity decomposition of a change in poverty: an axiomatic approach. **Economic Letters,** v. 50, n. 3, p. 417-423, Mar. 1996.

UFGRS; PUC Minas/IDHS; PNUD (Orgs.). **Pobreza e fome:** objetivo 1 erradicar a pobreza e a fome. Belo Horizonte: PUC Minas/IDHS, 2004. 96 p.

VASCONCELLOS, M.T.L.; COSTA, A.W.N. Limitações metodológicas e operacionais para a construção de linhas de pobreza absolutas no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15., 2006, Caxambu, MG. **Anais.** Campinas: ABEP, 2006. (Disponível em CD-ROM).

VINHAIS, Henrique; SOUZA, André Portela. Pobreza Relativa ou absoluta? a linha de pobreza no Brasil. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., 2006, Salvador, BA. **Anais.** Belo Horizonte: ANPEC, 2006. (Disponível em CD-ROM).

WHITE, Howard; ANDERSON, Edward. Growth versus distribution: does the pattern of growth matter? **Development Policy Review,** v. 19, n. 3, p. 267-289, 2001.

ZHANG, Yin; WAN Guanghua. **Why do poverty rates differ from region to region?** The case of urban China. Helsinki: United Nations University/Wider, 2005. (WIDER research paper; 2005/56).

# ANEXO

**TABELA A.1-Linhas de Pobreza Relativas por Mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | 1970 | | | | 1980 | | | | 1991 | | | | 2000 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Pobreza | | Extrema pobreza | | Pobreza | | Extrema pobreza | | Pobreza | | Extrema pobreza | | Pobreza | | Extrema pobreza | |
| | rdpc | rdpc_ocde | rdpc | rdpc_ocde | rdpc | rdpc_ocde | rdpc | rdpc_ocde | rdpc | rdpc_ocde | rdpc | rdpc_ocde | rdpc | rdpc_ocde | rdpc | rdpc_ocde |
| Noroeste de Minas | 24,76 | 33,57 | 12,38 | 16,78 | 56,00 | 75,11 | 28,00 | 37,55 | 42,73 | 56,65 | 21,37 | 28,33 | 63,00 | 83,86 | 31,50 | 41,93 |
| Norte de Minas | 20,63 | 28,23 | 10,32 | 14,12 | 38,96 | 53,17 | 19,48 | 26,59 | 29,13 | 38,40 | 14,57 | 19,20 | 39,12 | 52,50 | 19,56 | 26,25 |
| Jequitinhonha | 17,19 | 23,73 | 8,60 | 11,86 | 32,19 | 42,61 | 16,10 | 21,30 | 25,49 | 34,27 | 12,75 | 17,14 | 34,50 | 46,48 | 17,25 | 23,24 |
| Vale do Mucuri | 18,41 | 25,14 | 9,20 | 12,57 | 35,54 | 48,40 | 17,77 | 24,20 | 29,13 | 38,85 | 14,57 | 19,42 | 42,00 | 54,12 | 21,00 | 27,06 |
| T. Mineiro/A. Paranaíba | 34,38 | 46,35 | 17,19 | 23,17 | 82,27 | 109,96 | 41,13 | 54,98 | 75,33 | 99,73 | 37,67 | 49,86 | 101,16 | 132,50 | 50,58 | 66,25 |
| Central Mineira | 30,53 | 41,26 | 15,27 | 20,63 | 62,49 | 83,19 | 31,25 | 41,60 | 48,56 | 63,10 | 24,28 | 31,55 | 72,48 | 93,81 | 36,24 | 46,90 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 46,83 | 63,18 | 23,42 | 31,59 | 100,48 | 134,19 | 50,24 | 67,10 | 74,85 | 99,75 | 37,43 | 49,88 | 97,50 | 126,95 | 48,75 | 63,47 |
| Vale do Rio Doce | 20,63 | 28,39 | 10,32 | 14,19 | 49,06 | 65,81 | 24,53 | 32,90 | 40,14 | 53,17 | 20,07 | 26,59 | 60,40 | 81,16 | 30,20 | 40,58 |
| Oeste de Minas | 27,35 | 36,68 | 13,68 | 18,34 | 66,06 | 86,09 | 33,03 | 43,04 | 57,69 | 75,19 | 28,84 | 37,59 | 90,60 | 116,90 | 45,30 | 58,45 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 33,01 | 43,92 | 16,50 | 21,96 | 69,55 | 93,10 | 34,77 | 46,55 | 61,18 | 80,93 | 30,59 | 40,46 | 90,60 | 120,17 | 45,30 | 60,08 |
| Campo das Vertentes | 28,39 | 38,51 | 14,19 | 19,26 | 62,59 | 83,41 | 31,30 | 41,70 | 48,07 | 62,87 | 24,04 | 31,43 | 75,00 | 96,77 | 37,50 | 48,39 |
| Zona da Mata | 27,51 | 37,51 | 13,75 | 18,76 | 58,59 | 78,11 | 29,29 | 39,06 | 46,94 | 61,34 | 23,47 | 30,67 | 76,73 | 100,00 | 38,37 | 50,00 |

NOTA I: rdpc_ocde é a renda domiciliar *per capita* (rdpc) ponderada pela escala de OCDE.

NOTA II: Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

**TABELA A.2-Crescimento da Renda Domiciliar *per capita* Média e Mediana, por mesorregião, 1970-2000(%)**

| Mesorregião | 1970-1980 | | 1980-1991 | | 1991-2000 | | 1970-2000 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Média | Mediana | Média | Mediana | Média | Mediana | Média | Mediana |
| Noroeste de Minas | 104,84 | 81,62 | -27,84 | -27,04 | 52,78 | 38,82 | 129,78 | 93,40 |
| Norte de Minas | 73,05 | 63,56 | -19,41 | -29,05 | 32,01 | 29,47 | 85,64 | 63,98 |
| Jequitinhonha | 62,97 | 62,73 | -14,54 | -23,33 | 34,22 | 30,26 | 82,65 | 69,65 |
| Vale do Mucuri | 78,59 | 65,77 | -14,25 | -19,86 | 36,10 | 36,57 | 100,43 | 82,48 |
| T. Mineiro/A. Paranaíba | 89,58 | 87,24 | -7,65 | -8,81 | 35,31 | 29,48 | 117,24 | 107,91 |
| Central Mineira | 86,13 | 71,62 | -21,90 | -25,23 | 40,84 | 40,06 | 105,07 | 86,45 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 75,87 | 76,34 | -15,74 | -29,44 | 27,44 | 26,43 | 87,57 | 73,33 |
| Vale do Rio Doce | 97,49 | 86,63 | -16,96 | -20,06 | 41,98 | 40,86 | 122,51 | 107,42 |
| Oeste de Minas | 91,05 | 88,18 | -13,73 | -13,55 | 47,19 | 45,14 | 124,52 | 119,77 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 83,63 | 74,52 | -10,74 | -12,81 | 40,92 | 39,26 | 113,80 | 100,97 |
| Campo das Vertentes | 79,28 | 79,07 | -21,99 | -26,39 | 41,59 | 44,48 | 98,88 | 97,15 |
| Zona da Mata | 79,02 | 75,60 | -12,43 | -22,16 | 41,75 | 49,15 | 108,33 | 102,59 |
| **Minas Gerais** | **85,66** | **84,81** | **-12,59** | **-21,75** | **36,36** | **39,32** | **109,43** | **102,38** |

NOTA : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

**TABELA A.3- Renda Domiciliar *per capita* Média e Mediana dos pobres, por mesorregião, em R$ de Agosto de 2000, 1970-2000**

| Mesorregião | 1970 | | 1980 | | 1991 | | 2000 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Média | Mediana | Média | Mediana | Média | Mediana | Média | Mediana |
| Noroeste de Minas | 30,26 | 28,88 | 44,98 | 46,08 | 42,11 | 41,27 | 42,55 | 46,00 |
| Norte de Minas | 28,35 | 26,36 | 41,67 | 41,03 | 35,76 | 33,50 | 35,22 | 35,71 |
| Jequitinhonha | 26,22 | 22,92 | 38,83 | 37,87 | 34,24 | 31,22 | 35,42 | 35,13 |
| Vale do Mucuri | 26,17 | 22,92 | 39,50 | 38,63 | 35,54 | 32,37 | 37,74 | 37,75 |
| T. Mineiro/A. Paranaíba | 30,89 | 30,56 | 49,90 | 52,75 | 47,98 | 48,56 | 49,16 | 53,33 |
| Central Mineira | 31,05 | 30,95 | 47,75 | 48,69 | 43,44 | 43,70 | 47,16 | 50,33 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 31,41 | 31,21 | 48,12 | 50,61 | 44,17 | 44,67 | 44,12 | 50,00 |
| Vale do Rio Doce | 26,81 | 23,76 | 41,69 | 41,86 | 38,17 | 36,77 | 40,89 | 41,67 |
| Oeste de Minas | 29,52 | 27,51 | 48,28 | 49,71 | 45,11 | 45,52 | 49,86 | 52,50 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 31,35 | 30,95 | 48,43 | 50,18 | 45,85 | 47,39 | 49,45 | 50,33 |
| Campo das Vertentes | 29,01 | 27,51 | 46,40 | 47,34 | 42,53 | 42,08 | 46,51 | 50,00 |
| Zona da Mata | 29,37 | 27,51 | 44,20 | 44,64 | 40,12 | 39,66 | 45,16 | 50,00 |
| **Minas Gerais** | **29,30** | **27,51** | **44,54** | **45,45** | **41,04** | **40,79** | **42,53** | **45,17** |

NOTA I: Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTAII: No conceito de pobreza absoluta, foram classificados como pobres as pessoas com renda domiciliar *per capita* inferior à R$75,50.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

**TABELA A.4- Renda Domiciliar *per capita* Média e Mediana dos extremamente pobres, por mesorregião, em R$ de Agosto de 2000, 1970-2000**

| Mesorregião | 1970 | | 1980 | | 1991 | | 2000 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Média | Mediana | Média | Mediana | Média | Mediana | Média | Mediana |
| Noroeste de Minas | 16,02 | 17,19 | 23,82 | 25,88 | 25,22 | 26,71 | 18,33 | 21,57 |
| Norte de Minas | 16,05 | 16,50 | 24,53 | 25,97 | 22,54 | 22,89 | 18,08 | 20,00 |
| Jequitinhonha | 15,62 | 15,63 | 23,77 | 24,65 | 21,76 | 21,85 | 18,87 | 20,00 |
| Vale do Mucuri | 15,25 | 15,13 | 23,66 | 24,54 | 22,51 | 22,66 | 20,22 | 21,57 |
| T. Mineiro/A. Paranaíba | 14,35 | 13,75 | 24,26 | 28,41 | 26,02 | 27,92 | 18,17 | 22,50 |
| Central Mineira | 14,72 | 15,28 | 25,74 | 28,41 | 24,96 | 27,19 | 21,68 | 25,17 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 13,73 | 12,38 | 23,94 | 27,27 | 24,42 | 26,22 | 18,72 | 22,67 |
| Vale do Rio Doce | 14,70 | 13,75 | 23,66 | 25,25 | 22,95 | 24,28 | 20,34 | 24,50 |
| Oeste de Minas | 15,00 | 14,52 | 26,03 | 28,41 | 25,06 | 27,19 | 21,06 | 25,17 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 15,24 | 15,72 | 25,83 | 28,41 | 25,65 | 27,52 | 21,93 | 26,40 |
| Campo das Vertentes | 14,88 | 13,75 | 25,85 | 28,41 | 24,89 | 26,22 | 22,98 | 28,57 |
| Zona da Mata | 15,33 | 15,34 | 25,01 | 26,70 | 23,34 | 24,28 | 21,35 | 25,13 |
| **Minas Gerais** | **14,98** | **14,74** | **24,42** | **26,22** | **23,62** | **24,28** | **19,52** | **22,50** |

NOTA I: Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
NOTAII: No conceito de pobreza absoluta, foram classificados como extremamente pobres as pessoas com renda domiciliar *per capita* inferior à R$35,75.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

**TABELA A.5-Renda Domiciliar *per capita* Média e Mediana, ponderadas pela escala da OCDE, por mesorregião, em R$ de Agosto de 2000,1970-2000**

| Mesorregião | 1970 | | 1980 | | 1991 | | 2000 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Média | Mediana | Média | Mediana | Média | Mediana | Média | Mediana |
| Noroeste de Minas | 83,99 | 55,95 | 237,55 | 125,18 | 177,26 | 94,42 | 296,09 | 139,77 |
| Norte de Minas | 76,01 | 47,05 | 156,43 | 88,62 | 127,54 | 64,01 | 172,54 | 87,50 |
| Jequitinhonha | 67,07 | 39,54 | 124,78 | 71,01 | 106,67 | 57,12 | 147,73 | 77,46 |
| Vale do Mucuri | 75,14 | 41,91 | 163,48 | 80,67 | 139,56 | 64,74 | 196,48 | 90,20 |
| T. Mineiro/A. Paranaíba | 135,94 | 77,25 | 329,86 | 183,26 | 301,32 | 166,22 | 422,35 | 220,83 |
| Central Mineira | 105,65 | 68,77 | 246,93 | 138,65 | 196,30 | 105,17 | 289,54 | 156,35 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 196,78 | 105,30 | 415,93 | 223,65 | 349,92 | 166,26 | 453,04 | 211,58 |
| Vale do Rio Doce | 82,95 | 47,31 | 217,14 | 109,68 | 180,96 | 88,62 | 270,89 | 135,26 |
| Oeste de Minas | 103,09 | 61,13 | 253,44 | 143,48 | 218,54 | 125,31 | 345,06 | 194,84 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 123,62 | 73,21 | 282,55 | 155,16 | 250,82 | 134,88 | 371,98 | 200,28 |
| Campo das Vertentes | 117,69 | 64,19 | 257,71 | 139,01 | 204,22 | 104,78 | 303,55 | 161,29 |
| Zona da Mata | 114,81 | 62,52 | 250,05 | 130,19 | 217,11 | 102,23 | 325,17 | 166,67 |
| **Minas Gerais** | **123,22** | **65,15** | **287,15** | **146,72** | **249,58** | **119,70** | **353,36** | **174,24** |

NOTA : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

**TABELA A.6- Crescimento da Renda Domiciliar *per capita* Média e Mediana, ponderadas pela escada da OCDE, por mesorregião, 1970-2000(%)**

| Mesorregião | 1970-1980 | | 1980-1991 | | 1991-2000 | | 1970-2000 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Média | Mediana | Média | Mediana | Média | Mediana | Média | Mediana |
| Noroeste de Minas | 103,97 | 80,53 | -29,28 | -28,20 | 51,31 | 39,23 | 126,00 | 91,56 |
| Norte de Minas | 72,17 | 63,31 | -20,42 | -32,54 | 30,22 | 31,26 | 81,97 | 62,04 |
| Jequitinhonha | 62,09 | 58,55 | -15,68 | -21,77 | 32,57 | 30,47 | 78,97 | 67,24 |
| Vale do Mucuri | 77,73 | 65,49 | -15,82 | -21,99 | 34,21 | 33,16 | 96,12 | 76,66 |
| T. Mineiro/A. Paranaíba | 88,64 | 86,39 | -9,05 | -9,76 | 33,77 | 28,41 | 113,36 | 105,04 |
| Central Mineira | 84,90 | 70,12 | -22,95 | -27,64 | 38,87 | 39,65 | 100,82 | 82,13 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 74,84 | 75,33 | -17,28 | -29,66 | 25,83 | 24,11 | 83,39 | 69,78 |
| Vale do Rio Doce | 96,23 | 84,07 | -18,23 | -21,32 | 40,35 | 42,29 | 118,35 | 105,04 |
| Oeste de Minas | 89,96 | 85,32 | -14,82 | -13,54 | 45,67 | 44,14 | 120,82 | 115,92 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 82,67 | 75,12 | -11,91 | -14,00 | 39,41 | 39,53 | 110,17 | 100,64 |
| Campo das Vertentes | 78,38 | 77,28 | -23,26 | -28,27 | 39,63 | 43,13 | 94,75 | 92,14 |
| Zona da Mata | 77,84 | 73,35 | -14,12 | -24,18 | 40,39 | 48,88 | 104,11 | 98,05 |
| **Minas Gerais** | **84,60** | **81,18** | **-14,02** | **-20,36** | **34,77** | **37,55** | **105,35** | **98,38** |

NOTA : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

**TABELA A.7-Renda Domiciliar *per capita* Média e Mediana dos pobres, ponderadas pela escala da OCDE, por mesorregião, em R$ de Agosto de 2000,1970-2000**

| Mesorregião | 1970 | | 1980 | | 1991 | | 2000 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Média | Mediana | Média | Mediana | Média | Mediana | Média | Mediana |
| Noroeste de Minas | 32,26 | 32,64 | 48,06 | 51,13 | 45,81 | 46,99 | 39,63 | 44,83 |
| Norte de Minas | 31,04 | 30,26 | 46,45 | 47,34 | 40,49 | 39,50 | 35,27 | 37,78 |
| Jequitinhonha | 29,26 | 27,51 | 43,91 | 44,38 | 38,60 | 37,27 | 36,41 | 38,71 |
| Vale do Mucuri | 28,93 | 27,12 | 44,45 | 45,34 | 40,16 | 38,76 | 38,68 | 40,79 |
| T. Mineiro/A. Paranaíba | 31,52 | 31,99 | 52,04 | 56,28 | 50,21 | 52,56 | 42,98 | 50,44 |
| Central Mineira | 32,16 | 33,01 | 51,27 | 53,82 | 47,23 | 48,93 | 44,39 | 48,71 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 30,77 | 31,06 | 49,78 | 53,26 | 46,49 | 47,99 | 40,94 | 47,37 |
| Vale do Rio Doce | 28,92 | 27,12 | 45,66 | 47,34 | 41,86 | 41,12 | 40,23 | 43,59 |
| Oeste de Minas | 30,91 | 30,77 | 51,58 | 54,63 | 47,78 | 50,12 | 45,85 | 52,07 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 32,35 | 33,06 | 51,55 | 54,58 | 48,59 | 50,58 | 46,24 | 52,07 |
| Campo das Vertentes | 30,59 | 30,09 | 50,25 | 52,44 | 45,99 | 46,91 | 44,51 | 48,71 |
| Zona da Mata | 30,98 | 30,09 | 48,05 | 49,16 | 43,57 | 44,51 | 43,49 | 48,71 |
| **Minas Gerais** | **30,68** | **30,15** | **47,86** | **49,83** | **44,10** | **45,17** | **40,28** | **44,44** |

NOTA I: Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTAII: No conceito de pobreza absoluta, foram classificados como pobres as pessoas com renda domiciliar *per capita* inferior à R$75,50.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.8- Renda Domiciliar *per capita* Média e Mediana dos extremamente pobres, ponderadas pela escala da OCDE, por mesorregião, em R$ de Agosto de 2000, 1970-2000**

| Mesorregião | 1970 | | 1980 | | 1991 | | 2000 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Média | Mediana | Média | Mediana | Média | Mediana | Média | Mediana |
| Noroeste de Minas | 15,04 | 15,87 | 22,68 | 26,63 | 25,52 | 26,94 | 12,88 | 5,17 |
| Norte de Minas | 15,56 | 15,99 | 25,02 | 26,63 | 24,10 | 24,90 | 15,24 | 15,79 |
| Jequitinhonha | 15,54 | 15,99 | 24,98 | 26,63 | 23,57 | 24,28 | 16,76 | 18,42 |
| Vale do Mucuri | 15,26 | 15,28 | 24,47 | 26,42 | 24,34 | 25,56 | 17,97 | 20,59 |
| T. Mineiro/A. Paranaíba | 12,55 | 8,60 | 20,79 | 25,66 | 25,17 | 28,46 | 10,88 | 0,00 |
| Central Mineira | 12,70 | 7,64 | 23,70 | 27,92 | 25,37 | 28,01 | 16,27 | 16,67 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 11,67 | 4,30 | 21,67 | 26,22 | 24,70 | 26,98 | 12,83 | 0,00 |
| Vale do Rio Doce | 14,24 | 13,97 | 24,09 | 26,63 | 24,38 | 25,56 | 15,92 | 17,54 |
| Oeste de Minas | 13,80 | 12,79 | 24,66 | 28,29 | 25,39 | 27,52 | 12,60 | 0,00 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 13,56 | 11,66 | 24,40 | 28,81 | 26,02 | 28,46 | 14,42 | 10,00 |
| Campo das Vertentes | 13,79 | 12,89 | 25,34 | 28,41 | 25,65 | 26,98 | 15,47 | 15,38 |
| Zona da Mata | 14,47 | 14,30 | 25,38 | 27,49 | 24,26 | 25,56 | 16,14 | 17,78 |
| **Minas Gerais** | **13,93** | **13,22** | **24,23** | **26,66** | **24,52** | **25,97** | **14,92** | **14,71** |

NOTA I: Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTAII: No conceito de pobreza absoluta, foram classificados como extremamente pobres as pessoas com renda domiciliar *per capita* inferior à R$35,75.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

**TABELA A.9- Desigualdade da renda domiciliar *per capita*, por Mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | 1970 | | 1980 | | 1991 | | 2000 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Gini | T-Theil | Gini | T-Theil | Gini | T-Theil | Gini | T-Theil |
| Noroeste de Minas | 0,55 | 0,48 | 0,58 | 0,75 | 0,57 | 0,75 | 0,64 | 1,19 |
| Norte de Minas | 0,58 | 0,61 | 0,55 | 0,69 | 0,59 | 0,80 | 0,63 | 0,81 |
| Jequitinhonha | 0,60 | 0,70 | 0,54 | 0,73 | 0,57 | 0,77 | 0,62 | 0,83 |
| Vale do Mucuri | 0,61 | 0,64 | 0,59 | 0,78 | 0,61 | 0,82 | 0,64 | 0,87 |
| T. Mineiro/A. Paranaíba | 0,60 | 0,60 | 0,55 | 0,66 | 0,55 | 0,65 | 0,58 | 0,76 |
| Central Mineira | 0,56 | 0,50 | 0,55 | 0,66 | 0,57 | 0,73 | 0,57 | 0,77 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 0,61 | 0,59 | 0,56 | 0,63 | 0,61 | 0,76 | 0,62 | 0,81 |
| Vale do Rio Doce | 0,61 | 0,59 | 0,58 | 0,72 | 0,60 | 0,77 | 0,61 | 0,79 |
| Oeste de Minas | 0,59 | 0,57 | 0,54 | 0,64 | 0,54 | 0,63 | 0,55 | 0,76 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 0,58 | 0,56 | 0,55 | 0,70 | 0,57 | 0,70 | 0,57 | 0,72 |
| Campo das Vertentes | 0,61 | 0,62 | 0,56 | 0,66 | 0,58 | 0,75 | 0,58 | 0,68 |
| Zona da Mata | 0,61 | 0,65 | 0,57 | 0,68 | 0,61 | 0,79 | 0,59 | 0,74 |
| **Minas Gerais** | **0,62** | **0,66** | **0,58** | **0,72** | **0,61** | **0,80** | **0,61** | **0,82** |
| Intra-meso | - | 0,5985 | - | 0,6646 | - | 0,7412 | - | 0,7841 |
| Inter-meso | - | 0,0577 | - | 0,0537 | - | 0,0557 | - | 0,0386 |

NOTAI : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTAII: O cálculo do Índice de T-Theil não incopora as rendas domiciliares *per capita* nulas.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

**TABELA A.10- Desigualdade da renda domiciliar *per capita*, entre os pobres, por Mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | 1970 | | 1980 | | 1991 | | 2000 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Gini | T-Theil | Gini | T-Theil | Gini | T-Theil | Gini | T-Theil |
| Noroeste de Minas | 0,42 | 0,14 | 0,23 | 0,07 | 0,25 | 0,09 | 0,32 | 0,08 |
| Norte de Minas | 0,43 | 0,16 | 0,24 | 0,08 | 0,29 | 0,13 | 0,38 | 0,13 |
| Jequitinhonha | 0,44 | 0,18 | 0,26 | 0,10 | 0,31 | 0,14 | 0,36 | 0,13 |
| Vale do Mucuri | 0,45 | 0,18 | 0,26 | 0,10 | 0,29 | 0,13 | 0,34 | 0,12 |
| T. Mineiro/A. Paranaíba | 0,43 | 0,13 | 0,19 | 0,05 | 0,21 | 0,06 | 0,26 | 0,05 |
| Central Mineira | 0,43 | 0,13 | 0,20 | 0,06 | 0,24 | 0,08 | 0,27 | 0,07 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 0,44 | 0,13 | 0,21 | 0,06 | 0,24 | 0,08 | 0,30 | 0,07 |
| Vale do Rio Doce | 0,46 | 0,17 | 0,25 | 0,09 | 0,28 | 0,12 | 0,32 | 0,09 |
| Oeste de Minas | 0,44 | 0,15 | 0,20 | 0,06 | 0,23 | 0,08 | 0,24 | 0,06 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 0,42 | 0,13 | 0,20 | 0,06 | 0,22 | 0,07 | 0,24 | 0,06 |
| Campo das Vertentes | 0,44 | 0,15 | 0,21 | 0,06 | 0,25 | 0,09 | 0,26 | 0,07 |
| Zona da Mata | 0,43 | 0,16 | 0,23 | 0,08 | 0,27 | 0,11 | 0,28 | 0,08 |
| **Minas Gerais** | **0,44** | **0,15** | **0,23** | **0,08** | **0,26** | **0,10** | **0,31** | **0,09** |
| Intra | - | 0,1499 | - | 0,0741 | - | 0,0984 | - | 0,0843 |
| Inter | - | 0,0037 | - | 0,0035 | - | 0,0056 | - | 0,0053 |

NOTAI : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTAII: O cálculo do Índice de T-Theil não incopora as rendas domiciliares *per capita* nulas.

NOTAIII: No conceito de pobreza absoluta, foram classificados como pobres as pessoas com renda domiciliar per capita inferior à R$75,50.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

**TABELA A.11-Desigualdade da renda domiciliar *per capita*, entre os extremamente pobres, por Mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | 1970 | | 1980 | | 1991 | | 2000 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Gini | T-Theil | Gini | T-Theil | Gini | T-Theil | Gini | T-Theil |
| Noroeste de Minas | 0,45 | 0,09 | 0,23 | 0,05 | 0,20 | 0,06 | 0,44 | 0,06 |
| Norte de Minas | 0,43 | 0,11 | 0,20 | 0,05 | 0,23 | 0,07 | 0,42 | 0,09 |
| Jequitinhonha | 0,44 | 0,12 | 0,21 | 0,06 | 0,24 | 0,08 | 0,39 | 0,09 |
| Vale do Mucuri | 0,44 | 0,12 | 0,21 | 0,06 | 0,22 | 0,07 | 0,35 | 0,09 |
| T. Mineiro/A. Paranaíba | 0,51 | 0,10 | 0,25 | 0,04 | 0,20 | 0,04 | 0,47 | 0,05 |
| Central Mineira | 0,50 | 0,10 | 0,20 | 0,03 | 0,21 | 0,05 | 0,35 | 0,06 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 0,53 | 0,10 | 0,25 | 0,05 | 0,22 | 0,05 | 0,44 | 0,06 |
| Vale do Rio Doce | 0,47 | 0,12 | 0,22 | 0,05 | 0,23 | 0,07 | 0,38 | 0,07 |
| Oeste de Minas | 0,48 | 0,11 | 0,19 | 0,04 | 0,20 | 0,05 | 0,39 | 0,05 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 0,48 | 0,10 | 0,20 | 0,04 | 0,19 | 0,04 | 0,36 | 0,04 |
| Campo das Vertentes | 0,48 | 0,11 | 0,19 | 0,04 | 0,20 | 0,05 | 0,33 | 0,05 |
| Zona da Mata | 0,46 | 0,11 | 0,20 | 0,05 | 0,23 | 0,07 | 0,36 | 0,06 |
| **Minas Gerais** | **0,48** | **0,11** | **0,21** | **0,05** | **0,22** | **0,06** | **0,40** | **0,07** |
| Intra | - | 0,1092 | - | 0,0489 | - | 0,0624 | - | 0,0683 |
| Inter | - | 0,0010 | - | 0,0008 | - | 0,0021 | - | 0,0027 |

NOTAI : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTAII: O cálculo do Índice de T-Theil não incopora as rendas domiciliares *per capita* nulas.

NOTAIII: No conceito de pobreza absoluta, foram classificados como extremamente pobres as pessoas com renda domiciliar per capita inferior à R$35,75.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

**TABELA A.12-Desigualdade da renda domiciliar *per capita* corrigida pela escala da OCDE, por Mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | 1970 | | 1980 | | 1991 | | 2000 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Gini | T-Theil | Gini | T-Theil | Gini | T-Theil | Gini | T-Theil |
| Noroeste de Minas | 0,54 | 0,47 | 0,57 | 0,73 | 0,56 | 0,72 | 0,63 | 1,18 |
| Norte de Minas | 0,57 | 0,60 | 0,54 | 0,66 | 0,59 | 0,78 | 0,62 | 0,79 |
| Jequitinhonha | 0,60 | 0,68 | 0,54 | 0,71 | 0,57 | 0,75 | 0,61 | 0,80 |
| Vale do Mucuri | 0,61 | 0,63 | 0,58 | 0,77 | 0,61 | 0,80 | 0,63 | 0,85 |
| T. Mineiro/A. Paranaíba | 0,60 | 0,59 | 0,54 | 0,65 | 0,55 | 0,63 | 0,57 | 0,74 |
| Central Mineira | 0,55 | 0,48 | 0,54 | 0,63 | 0,56 | 0,72 | 0,57 | 0,73 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 0,60 | 0,58 | 0,56 | 0,61 | 0,60 | 0,73 | 0,61 | 0,78 |
| Vale do Rio Doce | 0,60 | 0,58 | 0,58 | 0,70 | 0,59 | 0,75 | 0,60 | 0,77 |
| Oeste de Minas | 0,59 | 0,56 | 0,53 | 0,63 | 0,54 | 0,61 | 0,54 | 0,74 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 0,58 | 0,54 | 0,55 | 0,68 | 0,56 | 0,68 | 0,56 | 0,70 |
| Campo das Vertentes | 0,61 | 0,60 | 0,55 | 0,64 | 0,58 | 0,73 | 0,57 | 0,65 |
| Zona da Mata | 0,61 | 0,63 | 0,57 | 0,66 | 0,60 | 0,77 | 0,59 | 0,72 |
| **Minas Gerais** | **0,62** | **0,64** | **0,58** | **0,70** | **0,60** | **0,77** | **0,61** | **0,80** |
| Intra | - | 0,5837 | - | 0,6463 | - | 0,7173 | - | 0,7574 |
| Inter | - | 0,0566 | - | 0,0528 | - | 0,0544 | - | 0,0376 |

NOTAI : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTAII: O cálculo do Índice de T-Theil não incopora as rendas domiciliares *per capita* nulas.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

**TABELA A.13-Desigualdade, entre os pobres, da renda domiciliar *per capita* corrigida pela escala da OCDE, por Mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | 1970 | | 1980 | | 1991 | | 2000 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Gini | T-Theil | Gini | T-Theil | Gini | T-Theil | Gini | T-Theil |
| Noroeste de Minas | 0,42 | 0,11 | 0,22 | 0,06 | 0,22 | 0,07 | 0,35 | 0,07 |
| Norte de Minas | 0,42 | 0,14 | 0,21 | 0,06 | 0,26 | 0,10 | 0,38 | 0,10 |
| Jequitinhonha | 0,43 | 0,15 | 0,23 | 0,08 | 0,27 | 0,11 | 0,36 | 0,11 |
| Vale do Mucuri | 0,44 | 0,15 | 0,23 | 0,07 | 0,26 | 0,10 | 0,33 | 0,10 |
| T. Mineiro/A. Paranaíba | 0,45 | 0,11 | 0,19 | 0,04 | 0,19 | 0,05 | 0,33 | 0,05 |
| Central Mineira | 0,44 | 0,11 | 0,19 | 0,04 | 0,21 | 0,06 | 0,28 | 0,06 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 0,47 | 0,11 | 0,21 | 0,05 | 0,22 | 0,07 | 0,34 | 0,06 |
| Vale do Rio Doce | 0,45 | 0,15 | 0,23 | 0,07 | 0,25 | 0,09 | 0,32 | 0,07 |
| Oeste de Minas | 0,44 | 0,13 | 0,18 | 0,05 | 0,21 | 0,06 | 0,28 | 0,05 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 0,43 | 0,11 | 0,18 | 0,04 | 0,20 | 0,06 | 0,27 | 0,04 |
| Campo das Vertentes | 0,44 | 0,13 | 0,19 | 0,05 | 0,22 | 0,07 | 0,27 | 0,06 |
| Zona da Mata | 0,43 | 0,13 | 0,21 | 0,06 | 0,24 | 0,09 | 0,29 | 0,06 |
| **Minas Gerais** | **0,44** | **0,13** | **0,21** | **0,06** | **0,24** | **0,08** | **0,33** | **0,07** |
| Intra | - | 0,1280 | - | 0,0599 | - | 0,0792 | - | 0,0716 |
| Inter | - | 0,0022 | - | 0,0019 | - | 0,0034 | - | 0,0033 |

NOTAI : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTAII: O cálculo do Índice de T-Theil não incopora as rendas domiciliares *per capita* nulas.

NOTAIII: No conceito de pobreza absoluta, foram classificados como pobres as pessoas com renda domiciliar *per capita* inferior à R$75,50.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

**TABELA A.14-Desigualdade, entre os extremamente pobres, da renda domiciliar *per capita* corrigida pela escala da OCDE, por Mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | 1970 | | 1980 | | 1991 | | 2000 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Gini | T-Theil | Gini | T-Theil | Gini | T-Theil | Gini | T-Theil |
| Noroeste de Minas | 0,50 | 0,08 | 0,29 | 0,04 | 0,19 | 0,04 | 0,59 | 0,06 |
| Norte de Minas | 0,47 | 0,10 | 0,21 | 0,04 | 0,20 | 0,05 | 0,50 | 0,08 |
| Jequitinhonha | 0,46 | 0,10 | 0,21 | 0,05 | 0,21 | 0,06 | 0,44 | 0,08 |
| Vale do Mucuri | 0,47 | 0,11 | 0,21 | 0,05 | 0,20 | 0,05 | 0,41 | 0,08 |
| T. Mineiro/A. Paranaíba | 0,58 | 0,08 | 0,36 | 0,05 | 0,23 | 0,03 | 0,67 | 0,05 |
| Central Mineira | 0,58 | 0,09 | 0,28 | 0,03 | 0,21 | 0,04 | 0,50 | 0,06 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 0,61 | 0,09 | 0,33 | 0,05 | 0,22 | 0,04 | 0,60 | 0,06 |
| Vale do Rio Doce | 0,51 | 0,10 | 0,24 | 0,05 | 0,21 | 0,05 | 0,50 | 0,07 |
| Oeste de Minas | 0,53 | 0,10 | 0,25 | 0,03 | 0,20 | 0,03 | 0,61 | 0,06 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 0,55 | 0,08 | 0,26 | 0,04 | 0,19 | 0,03 | 0,56 | 0,04 |
| Campo das Vertentes | 0,53 | 0,10 | 0,23 | 0,03 | 0,19 | 0,04 | 0,52 | 0,07 |
| Zona da Mata | 0,50 | 0,09 | 0,20 | 0,04 | 0,21 | 0,06 | 0,49 | 0,06 |
| **Minas Gerais** | **0,53** | **0,10** | **0,24** | **0,04** | **0,21** | **0,05** | **0,52** | **0,07** |
| Intra | - | 0,0947 | - | 0,0434 | - | 0,0483 | - | 0,0694 |
| Inter | - | 0,0005 | - | 0,0003 | - | 0,0011 | - | 0,0016 |

NOTAI : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTAII: O cálculo do Índice de T-Theil não incopora as rendas domiciliares *per capita* nulas.

NOTAIII: No conceito de pobreza absoluta, foram classificados como extremamente pobres as pessoas com renda domiciliar *per capita* inferior à R$35,75.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

**TABELA A.15- Medidas de Pobreza Absoluta para a renda domiciliar *per capita*, por mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | Ano | Pobreza | | | Extrema Pobreza | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | $P_0$ | $P_1$ | $P_2$ | $P_0$ | $P_1$ | $P_2$ |
| Noroeste de Minas | 1970 | 74,13 | 44,57 | 33,04 | 46,71 | 26,92 | 20,67 |
| | 1980 | 40,24 | 16,27 | 8,90 | 13,09 | 4,83 | 2,75 |
| | 1991 | 52,80 | 23,35 | 13,34 | 23,45 | 7,78 | 3,88 |
| | 2000 | 34,00 | 15,80 | 10,53 | 13,64 | 7,62 | 6,09 |
| Norte de Minas | 1970 | 79,89 | 49,82 | 37,34 | 53,53 | 30,81 | 23,24 |
| | 1980 | 56,58 | 25,35 | 14,43 | 23,60 | 8,27 | 4,19 |
| | 1991 | 68,94 | 36,29 | 23,08 | 39,68 | 15,98 | 8,63 |
| | 2000 | 55,39 | 30,43 | 21,59 | 30,38 | 16,73 | 12,73 |
| Jequitinho-nha | 1970 | 84,27 | 55,15 | 42,23 | 60,68 | 35,60 | 26,86 |
| | 1980 | 66,59 | 32,34 | 19,40 | 32,86 | 12,17 | 6,30 |
| | 1991 | 73,19 | 40,00 | 26,19 | 44,66 | 18,92 | 10,54 |
| | 2000 | 60,63 | 33,06 | 23,01 | 33,52 | 17,51 | 12,72 |
| Vale do Mucuri | 1970 | 80,58 | 52,59 | 40,42 | 57,45 | 34,22 | 26,06 |
| | 1980 | 59,06 | 28,16 | 16,75 | 27,74 | 10,36 | 5,43 |
| | 1991 | 67,46 | 35,71 | 22,81 | 39,40 | 15,91 | 8,59 |
| | 2000 | 52,67 | 27,50 | 18,43 | 27,17 | 13,47 | 9,38 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970 | 60,10 | 35,56 | 26,79 | 35,64 | 22,12 | 18,00 |
| | 1980 | 22,36 | 7,58 | 3,75 | 4,89 | 1,75 | 1,06 |
| | 1991 | 26,75 | 9,75 | 4,98 | 7,72 | 2,40 | 1,23 |
| | 2000 | 15,73 | 6,04 | 3,76 | 4,39 | 2,58 | 2,16 |
| Central Mineira | 1970 | 65,66 | 38,58 | 28,82 | 38,66 | 23,58 | 19,07 |
| | 1980 | 33,97 | 12,49 | 6,33 | 9,27 | 2,95 | 1,58 |
| | 1991 | 47,34 | 20,10 | 11,20 | 18,48 | 6,26 | 3,22 |
| | 2000 | 27,69 | 11,47 | 6,95 | 9,07 | 4,47 | 3,31 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970 | 48,82 | 28,51 | 21,58 | 28,23 | 17,95 | 14,84 |
| | 1980 | 19,00 | 6,89 | 3,59 | 5,06 | 1,85 | 1,11 |
| | 1991 | 30,28 | 12,57 | 7,06 | 11,57 | 4,08 | 2,18 |
| | 2000 | 21,23 | 9,30 | 6,02 | 7,64 | 4,25 | 3,41 |
| Vale do Rio Doce | 1970 | 76,55 | 49,40 | 38,11 | 52,88 | 32,30 | 25,24 |
| | 1980 | 46,61 | 20,87 | 12,10 | 19,43 | 7,25 | 3,93 |
| | 1991 | 54,59 | 26,99 | 16,69 | 28,37 | 11,12 | 6,00 |
| | 2000 | 37,53 | 18,10 | 11,86 | 16,69 | 8,36 | 6,20 |
| Oeste de Minas | 1970 | 68,82 | 41,97 | 31,70 | 43,50 | 26,28 | 20,78 |
| | 1980 | 32,27 | 11,63 | 5,83 | 8,64 | 2,68 | 1,36 |
| | 1991 | 39,15 | 15,76 | 8,59 | 13,95 | 4,69 | 2,40 |
| | 2000 | 17,64 | 6,59 | 3,87 | 4,69 | 2,42 | 1,91 |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970 | 62,47 | 36,55 | 27,13 | 37,11 | 22,09 | 17,55 |
| | 1980 | 29,29 | 10,50 | 5,25 | 7,64 | 2,41 | 1,26 |
| | 1991 | 35,88 | 14,09 | 7,53 | 12,31 | 3,94 | 1,94 |
| | 2000 | 18,47 | 6,89 | 3,98 | 5,00 | 2,41 | 1,85 |
| Campo das Vertentes | 1970 | 65,69 | 40,45 | 30,64 | 42,16 | 25,45 | 20,08 |
| | 1980 | 34,79 | 13,41 | 6,97 | 10,88 | 3,43 | 1,70 |
| | 1991 | 47,36 | 20,68 | 11,76 | 20,05 | 6,83 | 3,44 |
| | 2000 | 28,02 | 11,66 | 6,97 | 9,51 | 4,35 | 3,16 |
| Zona da Mata | 1970 | 67,52 | 41,19 | 30,98 | 43,12 | 25,66 | 19,91 |
| | 1980 | 38,95 | 16,15 | 8,84 | 14,29 | 4,82 | 2,41 |
| | 1991 | 48,61 | 22,78 | 13,70 | 22,98 | 8,77 | 4,74 |
| | 2000 | 27,97 | 12,05 | 7,43 | 10,05 | 4,88 | 3,59 |
| **Minas Gerais** | **1970** | **65,73** | **40,22** | **30,41** | **41,89** | **25,28** | **19,90** |
| | **1980** | **34,33** | **14,08** | **7,74** | **12,09** | **4,27** | **2,27** |
| | **1991** | **42,81** | **19,54** | **11,58** | **19,41** | **7,27** | **3,88** |
| | **2000** | **27,88** | **12,88** | **8,42** | **11,36** | **5,99** | **4,57** |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc), linha de pobreza absoluta de R$75,50 e de extrema pobreza de R$37,75.

NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.16- Medidas de Pobreza Absoluta para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | Ano | Pobreza | | | Extrema Pobreza | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | $P_0$ | $P_1$ | $P_2$ | $P_0$ | $P_1$ | $P_2$ |
| Noroeste de Minas | 1970 | 62,33 | 35,75 | 26,48 | 35,64 | 21,42 | 17,40 |
| | 1980 | 26,66 | 9,69 | 5,14 | 6,92 | 2,76 | 1,81 |
| | 1991 | 39,10 | 15,38 | 8,15 | 12,86 | 4,16 | 2,06 |
| | 2000 | 23,84 | 11,32 | 7,94 | 9,37 | 6,19 | 5,39 |
| Norte de Minas | 1970 | 69,15 | 40,69 | 30,13 | 41,70 | 24,52 | 19,17 |
| | 1980 | 42,20 | 16,24 | 8,53 | 12,71 | 4,29 | 2,29 |
| | 1991 | 57,50 | 26,66 | 15,67 | 26,60 | 9,62 | 4,84 |
| | 2000 | 44,29 | 23,60 | 16,84 | 22,12 | 13,20 | 10,72 |
| Jequitinho-nha | 1970 | 75,30 | 46,16 | 34,64 | 48,39 | 28,54 | 22,12 |
| | 1980 | 52,93 | 22,15 | 12,21 | 19,45 | 6,58 | 3,45 |
| | 1991 | 62,00 | 30,31 | 18,38 | 31,53 | 11,84 | 6,14 |
| | 2000 | 49,07 | 25,41 | 17,57 | 23,99 | 13,34 | 10,32 |
| Vale do Mucuri | 1970 | 71,51 | 44,02 | 33,28 | 46,19 | 27,64 | 21,59 |
| | 1980 | 46,35 | 19,06 | 10,47 | 16,20 | 5,70 | 3,04 |
| | 1991 | 56,60 | 26,50 | 15,62 | 26,96 | 9,58 | 4,83 |
| | 2000 | 42,08 | 20,52 | 13,59 | 18,81 | 9,87 | 7,35 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970 | 49,01 | 28,60 | 22,02 | 27,74 | 18,56 | 15,88 |
| | 1980 | 12,66 | 3,94 | 1,99 | 2,32 | 1,04 | 0,77 |
| | 1991 | 17,02 | 5,70 | 2,79 | 3,80 | 1,27 | 0,74 |
| | 2000 | 9,25 | 3,99 | 2,76 | 3,05 | 2,17 | 1,98 |
| Central Mineira | 1970 | 53,68 | 30,77 | 23,46 | 29,44 | 19,56 | 16,79 |
| | 1980 | 21,36 | 6,86 | 3,33 | 4,10 | 1,53 | 1,01 |
| | 1991 | 34,61 | 12,96 | 6,76 | 10,45 | 3,43 | 1,82 |
| | 2000 | 18,39 | 7,58 | 4,78 | 5,85 | 3,33 | 2,80 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970 | 38,61 | 22,87 | 17,86 | 22,11 | 15,25 | 13,25 |
| | 1980 | 11,22 | 3,82 | 2,02 | 2,60 | 1,11 | 0,78 |
| | 1991 | 20,84 | 8,01 | 4,31 | 6,66 | 2,30 | 1,29 |
| | 2000 | 14,06 | 6,44 | 4,46 | 5,19 | 3,43 | 3,04 |
| Vale do Rio Doce | 1970 | 66,80 | 41,25 | 31,61 | 42,57 | 26,56 | 21,41 |
| | 1980 | 34,40 | 13,60 | 7,44 | 11,23 | 4,06 | 2,35 |
| | 1991 | 43,46 | 19,36 | 11,16 | 18,82 | 6,67 | 3,43 |
| | 2000 | 27,95 | 13,06 | 8,69 | 10,93 | 6,33 | 5,20 |
| Oeste de Minas | 1970 | 57,92 | 34,22 | 26,01 | 34,09 | 21,67 | 17,91 |
| | 1980 | 20,12 | 6,38 | 3,04 | 3,84 | 1,33 | 0,82 |
| | 1991 | 27,12 | 9,96 | 5,14 | 7,89 | 2,58 | 1,36 |
| | 2000 | 10,54 | 4,14 | 2,65 | 2,88 | 1,92 | 1,70 |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970 | 51,01 | 29,16 | 21,96 | 28,24 | 18,11 | 15,23 |
| | 1980 | 17,91 | 5,68 | 2,73 | 3,46 | 1,22 | 0,78 |
| | 1991 | 24,36 | 8,68 | 4,37 | 6,61 | 2,05 | 1,05 |
| | 2000 | 11,02 | 4,27 | 2,66 | 2,98 | 1,85 | 1,61 |
| Campo das Vertentes | 1970 | 55,58 | 33,05 | 25,13 | 32,89 | 20,93 | 17,26 |
| | 1980 | 23,00 | 7,69 | 3,75 | 5,05 | 1,66 | 0,96 |
| | 1991 | 35,03 | 13,69 | 7,26 | 11,64 | 3,73 | 1,88 |
| | 2000 | 18,70 | 7,68 | 4,74 | 5,38 | 3,18 | 2,68 |
| Zona da Mata | 1970 | 56,83 | 33,33 | 25,08 | 33,59 | 20,74 | 16,74 |
| | 1980 | 27,31 | 9,93 | 5,08 | 7,54 | 2,47 | 1,29 |
| | 1991 | 37,55 | 15,88 | 8,98 | 14,67 | 5,25 | 2,76 |
| | 2000 | 19,18 | 8,14 | 5,19 | 6,37 | 3,65 | 3,01 |
| **Minas Gerais** | **1970** | **55,22** | **32,79** | **24,92** | **32,88** | **20,76** | **17,05** |
| | **1980** | **23,45** | **8,59** | **4,50** | **6,46** | **2,31** | **1,36** |
| | **1991** | **32,10** | **13,35** | **7,45** | **12,11** | **4,24** | **2,22** |
| | **2000** | **19,63** | **9,16** | **6,22** | **7,72** | **4,67** | **3,90** |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE (rdpc_ocde) , linha de pobreza absoluta de R$75,50 e de extrema pobreza de R$37,75.
NOTA II: Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.17- Medidas de Pobreza Relativa para a renda domiciliar *per capita*, por mesorregião, 1970-2000**

| Unidade Geográfica | Ano | Pobreza | | | Extrema Pobreza | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | $P_0$ | $P_1$ | $P_2$ | $P_0$ | $P_1$ | $P_2$ |
| Noroeste de Minas | 1970 | 32,81 | 20,08 | 16,66 | 18,89 | 14,86 | 13,93 |
| | 1980 | 25,75 | 9,96 | 5,33 | 6,81 | 2,85 | 1,85 |
| | 1991 | 27,82 | 9,86 | 4,97 | 7,61 | 2,39 | 1,26 |
| | 2000 | 28,13 | 12,92 | 8,83 | 11,34 | 6,67 | 5,62 |
| Norte de Minas | 1970 | 31,71 | 20,26 | 16,62 | 18,96 | 15,76 | 13,48 |
| | 1980 | 25,84 | 8,80 | 4,46 | 6,43 | 2,20 | 1,39 |
| | 1991 | 28,08 | 10,54 | 5,40 | 8,11 | 2,57 | 1,37 |
| | 2000 | 32,68 | 17,28 | 13,02 | 15,72 | 10,79 | 9,44 |
| Jequitinho-nha | 1970 | 32,52 | 21,00 | 17,56 | 19,75 | 15,73 | 14,69 |
| | 1980 | 26,17 | 9,07 | 4,66 | 5,88 | 2,38 | 1,61 |
| | 1991 | 28,78 | 10,31 | 5,31 | 8,18 | 2,58 | 1,48 |
| | 2000 | 30,71 | 16,17 | 11,91 | 15,13 | 9,72 | 8,34 |
| Vale do Mucuri | 1970 | 34,32 | 21,43 | 17,71 | 20,93 | 15,73 | 14,49 |
| | 1980 | 26,71 | 9,31 | 4,86 | 7,11 | 2,49 | 1,60 |
| | 1991 | 28,24 | 10,47 | 5,37 | 7,66 | 2,59 | 1,48 |
| | 2000 | 31,27 | 15,15 | 10,33 | 13,90 | 7,81 | 6,25 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970 | 32,30 | 20,89 | 17,28 | 19,76 | 15,36 | 14,10 |
| | 1980 | 26,07 | 8,97 | 4,46 | 6,45 | 2,08 | 1,19 |
| | 1991 | 26,74 | 9,71 | 4,96 | 7,71 | 2,39 | 1,23 |
| | 2000 | 26,94 | 9,80 | 5,64 | 8,42 | 3,43 | 2,54 |
| Central Mineira | 1970 | 32,27 | 20,71 | 17,43 | 19,13 | 15,73 | 14,73 |
| | 1980 | 26,00 | 8,80 | 4,33 | 5,83 | 1,97 | 1,18 |
| | 1991 | 28,61 | 10,03 | 5,18 | 8,28 | 2,60 | 1,47 |
| | 2000 | 25,37 | 10,87 | 6,59 | 8,60 | 4,29 | 3,22 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970 | 33,78 | 20,47 | 16,38 | 19,84 | 14,25 | 12,68 |
| | 1980 | 28,97 | 11,17 | 5,99 | 9,34 | 3,20 | 1,72 |
| | 1991 | 30,09 | 12,41 | 6,96 | 11,48 | 4,02 | 2,14 |
| | 2000 | 28,94 | 13,00 | 8,11 | 10,90 | 5,47 | 4,00 |
| Vale do Rio Doce | 1970 | 33,68 | 22,50 | 18,91 | 21,24 | 17,00 | 15,77 |
| | 1980 | 29,39 | 11,30 | 6,13 | 9,43 | 3,33 | 2,02 |
| | 1991 | 30,26 | 12,21 | 6,66 | 10,79 | 3,58 | 1,91 |
| | 2000 | 30,34 | 14,18 | 9,40 | 12,22 | 6,75 | 5,41 |
| Oeste de Minas | 1970 | 33,11 | 21,53 | 17,85 | 20,17 | 15,90 | 14,57 |
| | 1980 | 26,49 | 9,07 | 4,44 | 6,30 | 1,98 | 1,07 |
| | 1991 | 27,83 | 10,27 | 5,36 | 8,41 | 2,74 | 1,44 |
| | 2000 | 24,64 | 9,11 | 5,10 | 6,91 | 3,02 | 2,16 |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970 | 33,11 | 20,20 | 16,44 | 19,26 | 14,48 | 13,23 |
| | 1980 | 26,19 | 9,01 | 4,44 | 6,60 | 2,00 | 1,09 |
| | 1991 | 27,63 | 10,00 | 5,13 | 8,28 | 2,52 | 1,26 |
| | 2000 | 25,10 | 9,44 | 5,27 | 7,33 | 3,09 | 2,13 |
| Campo das Vertentes | 1970 | 33,80 | 21,28 | 17,49 | 21,04 | 15,47 | 14,08 |
| | 1980 | 27,50 | 9,71 | 4,86 | 7,40 | 2,24 | 1,19 |
| | 1991 | 28,16 | 10,57 | 5,48 | 8,30 | 2,72 | 1,43 |
| | 2000 | 26,62 | 11,55 | 6,91 | 9,08 | 4,31 | 3,15 |
| Zona da Mata | 1970 | 34,66 | 20,84 | 16,83 | 20,89 | 14,67 | 13,20 |
| | 1980 | 29,30 | 10,87 | 5,68 | 9,15 | 2,84 | 1,46 |
| | 1991 | 30,11 | 12,28 | 6,80 | 11,00 | 3,85 | 2,06 |
| | 2000 | 30,34 | 12,34 | 7,58 | 11,33 | 4,98 | 3,63 |
| **Minas Gerais** | **1970** | **33,35** | **20,89** | **17,11** | **20,05** | **15,11** | **13,79** |
| | **1980** | **27,67** | **10,09** | **5,24** | **7,89** | **2,64** | **1,50** |
| | **1991** | **28,95** | **11,25** | **6,04** | **9,67** | **3,22** | **1,71** |
| | **2000** | **28,60** | **12,49** | **7,95** | **10,70** | **5,51** | **4,26** |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc), linha de pobreza relativa de 60% da renda mediana de cada mesorregião e de extrema pobreza de 30%.

NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

**TABELA A.18- Medidas de Pobreza Relativa para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por mesorregião, 1970-2000**

| Unidade Geográfica | Ano | Pobreza | | | Extrema Pobreza | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | $P_0$ | $P_1$ | $P_2$ | $P_0$ | $P_1$ | $P_2$ |
| Noroeste de Minas | 1970 | 31,88 | 19,89 | 16,54 | 18,48 | 14,79 | 13,89 |
| | 1980 | 26,53 | 9,60 | 5,10 | 6,92 | 2,74 | 1,80 |
| | 1991 | 27,19 | 9,46 | 4,72 | 7,17 | 2,23 | 1,19 |
| | 2000 | 27,55 | 12,74 | 8,71 | 10,78 | 6,57 | 5,57 |
| Norte de Minas | 1970 | 32,45 | 20,23 | 16,57 | 19,25 | 14,63 | 13,46 |
| | 1980 | 25,71 | 8,67 | 4,38 | 6,01 | 2,14 | 1,37 |
| | 1991 | 27,66 | 9,92 | 5,01 | 7,61 | 2,32 | 1,27 |
| | 2000 | 32,24 | 17,08 | 12,88 | 15,35 | 10,69 | 9,39 |
| Jequitinho-nha | 1970 | 33,32 | 21,08 | 17,60 | 19,97 | 15,76 | 14,69 |
| | 1980 | 24,84 | 8,42 | 4,32 | 5,50 | 2,23 | 1,55 |
| | 1991 | 28,74 | 10,00 | 5,11 | 7,91 | 2,44 | 1,43 |
| | 2000 | 30,33 | 16,01 | 11,81 | 14,71 | 9,65 | 8,30 |
| Vale do Mucuri | 1970 | 33,86 | 21,36 | 17,66 | 20,46 | 15,69 | 14,46 |
| | 1980 | 26,27 | 9,15 | 4,77 | 6,92 | 2,42 | 1,57 |
| | 1991 | 28,65 | 10,09 | 5,11 | 7,64 | 2,43 | 1,41 |
| | 2000 | 30,16 | 14,33 | 9,82 | 13,02 | 7,47 | 6,07 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970 | 32,73 | 20,73 | 17,16 | 19,84 | 15,27 | 14,05 |
| | 1980 | 25,88 | 8,72 | 4,30 | 6,11 | 1,97 | 1,15 |
| | 1991 | 26,59 | 9,64 | 4,89 | 7,37 | 2,31 | 1,19 |
| | 2000 | 25,57 | 9,66 | 5,53 | 7,42 | 3,36 | 2,49 |
| Central Mineira | 1970 | 31,78 | 20,51 | 17,32 | 19,00 | 15,67 | 14,70 |
| | 1980 | 25,55 | 8,39 | 4,09 | 5,68 | 1,84 | 1,13 |
| | 1991 | 26,79 | 9,46 | 4,83 | 7,34 | 2,36 | 1,36 |
| | 2000 | 25,76 | 10,36 | 6,26 | 8,23 | 4,08 | 3,11 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970 | 33,24 | 20,29 | 16,26 | 19,47 | 14,16 | 12,62 |
| | 1980 | 28,54 | 10,86 | 5,78 | 8,96 | 3,04 | 1,65 |
| | 1991 | 29,85 | 12,26 | 6,83 | 11,11 | 3,90 | 2,07 |
| | 2000 | 29,00 | 12,57 | 7,82 | 11,10 | 5,26 | 3,88 |
| Vale do Rio Doce | 1970 | 34,56 | 22,55 | 18,91 | 21,54 | 16,99 | 15,76 |
| | 1980 | 28,57 | 10,94 | 5,90 | 8,83 | 3,18 | 1,94 |
| | 1991 | 30,19 | 11,84 | 6,38 | 10,20 | 3,34 | 1,79 |
| | 2000 | 30,37 | 14,17 | 9,35 | 12,41 | 6,69 | 5,38 |
| Oeste de Minas | 1970 | 33,51 | 21,32 | 17,70 | 20,63 | 15,80 | 14,50 |
| | 1980 | 25,13 | 8,40 | 4,05 | 5,59 | 1,77 | 0,98 |
| | 1991 | 26,98 | 9,89 | 5,10 | 7,88 | 2,56 | 1,35 |
| | 2000 | 23,32 | 8,67 | 4,84 | 6,41 | 2,87 | 2,09 |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970 | 32,40 | 19,83 | 16,21 | 18,69 | 14,32 | 13,15 |
| | 1980 | 25,79 | 8,76 | 4,28 | 6,03 | 1,89 | 1,04 |
| | 1991 | 27,43 | 9,83 | 5,00 | 8,05 | 2,41 | 1,21 |
| | 2000 | 24,77 | 9,36 | 5,20 | 7,08 | 3,01 | 2,09 |
| Campo das Vertentes | 1970 | 33,51 | 21,17 | 17,41 | 20,51 | 15,39 | 14,04 |
| | 1980 | 26,96 | 9,34 | 4,61 | 6,98 | 2,08 | 1,13 |
| | 1991 | 27,77 | 10,11 | 5,18 | 8,26 | 2,51 | 1,33 |
| | 2000 | 27,10 | 11,06 | 6,56 | 8,79 | 4,08 | 3,04 |
| Zona da Mata | 1970 | 33,68 | 20,82 | 16,79 | 19,93 | 14,63 | 13,17 |
| | 1980 | 28,65 | 10,53 | 5,42 | 8,25 | 2,65 | 1,38 |
| | 1991 | 29,60 | 11,78 | 6,45 | 10,32 | 3,56 | 1,90 |
| | 2000 | 28,55 | 11,98 | 7,30 | 10,22 | 4,78 | 3,53 |
| **Minas Gerais** | **1970** | **33,22** | **20,77** | **17,02** | **19,82** | **15,05** | **13,75** |
| | **1980** | **27,16** | **9,76** | **5,03** | **7,41** | **2,50** | **1,43** |
| | **1991** | **28,64** | **10,95** | **5,83** | **9,25** | **3,06** | **1,62** |
| | **2000** | **28,10** | **12,21** | **7,75** | **10,40** | **5,37** | **4,18** |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE(rdpc_ocde), linha de pobreza relativa de 60% da renda mediana de cada mesorregião e de extrema pobreza de 30%.

NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.19- Número e participação na pobreza absoluta, para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escada da OCDE, por mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | 1970 | | 1980 | | 1991 | | 2000 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % |
| Noroeste de Minas | 142 | 2,30 | 73 | 2,34 | 117 | 2,38 | 78 | 2,24 |
| Norte de Minas | 666 | 10,77 | 472 | 15,19 | 759 | 15,49 | 656 | 18,79 |
| Jequitinhonha | 440 | 7,11 | 318 | 10,23 | 392 | 8,00 | 330 | 9,47 |
| Vale do Mucuri | 308 | 4,98 | 179 | 5,75 | 219 | 4,47 | 159 | 4,57 |
| Triângulo Mineiro/Alt | 523 | 8,46 | 167 | 5,39 | 266 | 5,42 | 172 | 4,92 |
| Central Mineira | 163 | 2,64 | 66 | 2,13 | 117 | 2,38 | 69 | 1,99 |
| Metropolitana de Belo | 940 | 15,20 | 399 | 12,85 | 931 | 18,99 | 781 | 22,39 |
| Vale do Rio Doce | 904 | 14,62 | 475 | 15,31 | 617 | 12,58 | 426 | 12,21 |
| Oeste de Minas | 305 | 4,93 | 124 | 3,99 | 192 | 3,91 | 88 | 2,52 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 724 | 11,72 | 296 | 9,52 | 465 | 9,48 | 247 | 7,06 |
| Campo das Vertentes | 195 | 3,15 | 93 | 3,01 | 157 | 3,20 | 95 | 2,72 |
| Zona da Mata | 873 | 14,12 | 443 | 14,28 | 672 | 13,71 | 388 | 11,11 |
| **Minas Gerais** | **6.182** | **100,00** | **3.105** | **100,00** | **4.902** | **100,00** | **3.490** | **100,00** |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE (rdpc_ocde) e linha de pobreza absoluta de R$75,50.

NOTA II: Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.20- Número e participação na extrema pobreza absoluta, para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escada da OCDE, por mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | 1970 | | 1980 | | 1991 | | 2000 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % |
| Noroeste de Minas | 81 | 2,21 | 19 | 2,20 | 38 | 2,07 | 31 | 2,24 |
| Norte de Minas | 401 | 10,91 | 142 | 16,61 | 351 | 19,00 | 328 | 23,88 |
| Jequitinhonha | 282 | 7,67 | 117 | 13,66 | 199 | 10,78 | 162 | 11,78 |
| Vale do Mucuri | 200 | 5,44 | 62 | 7,30 | 104 | 5,64 | 71 | 5,19 |
| Triângulo Mineiro/Alt | 296 | 8,04 | 31 | 3,59 | 59 | 3,21 | 57 | 4,13 |
| Central Mineira | 90 | 2,44 | 13 | 1,49 | 35 | 1,90 | 22 | 1,61 |
| Metropolitana de Belo | 538 | 14,62 | 92 | 10,82 | 298 | 16,09 | 288 | 21,02 |
| Vale do Rio Doce | 575 | 15,64 | 155 | 18,15 | 267 | 14,44 | 167 | 12,15 |
| Oeste de Minas | 179 | 4,88 | 24 | 2,77 | 56 | 3,01 | 24 | 1,75 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 402 | 10,92 | 57 | 6,68 | 126 | 6,82 | 67 | 4,86 |
| Campo das Vertentes | 116 | 3,14 | 21 | 2,40 | 52 | 2,82 | 27 | 2,00 |
| Zona da Mata | 519 | 14,11 | 122 | 14,32 | 263 | 14,20 | 129 | 9,39 |
| **Minas Gerais** | **3.680** | **100,00** | **855** | **100,00** | **1.849** | **100,00** | **1.372** | **100,00** |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE (rdpc_ocde) e linha de extrema pobreza de R$37,75.

NOTA II: Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.21- Número e participação na pobreza relativa por mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | 1970 | | 1980 | | 1991 | | 2000 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % |
| Noroeste de Minas | 75 | 2,00 | 70 | 1,91 | 83 | 1,88 | 92 | 1,82 |
| Norte de Minas | 306 | 8,20 | 289 | 7,88 | 371 | 8,39 | 484 | 9,52 |
| Jequitinhonha | 190 | 5,08 | 157 | 4,29 | 182 | 4,12 | 207 | 4,07 |
| Vale do Mucuri | 148 | 3,96 | 103 | 2,81 | 109 | 2,47 | 118 | 2,33 |
| Triângulo Mineiro/Alt | 344 | 9,23 | 344 | 9,40 | 418 | 9,44 | 501 | 9,85 |
| Central Mineira | 99 | 2,64 | 81 | 2,20 | 96 | 2,18 | 96 | 1,88 |
| Metropolitana de Belo | 822 | 22,03 | 1.030 | 28,13 | 1.344 | 30,41 | 1.608 | 31,63 |
| Vale do Rio Doce | 454 | 12,17 | 406 | 11,09 | 429 | 9,71 | 463 | 9,10 |
| Oeste de Minas | 174 | 4,67 | 163 | 4,45 | 197 | 4,45 | 206 | 4,05 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 470 | 12,60 | 432 | 11,80 | 527 | 11,92 | 561 | 11,04 |
| Campo das Vertentes | 119 | 3,19 | 112 | 3,05 | 126 | 2,86 | 135 | 2,66 |
| Zona da Mata | 531 | 14,23 | 476 | 12,99 | 539 | 12,18 | 613 | 12,06 |
| **Minas Gerais** | **3.731** | **100,00** | **3.663** | **100,00** | **4.421** | **100,00** | **5.083** | **100,00** |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc) e linha de pobreza relativa de 60% da renda mediana de cada mesorregião.

NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

**TABELA A.22- Número e participação na pobreza extrema relativa por mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | 1970 | | 1980 | | 1991 | | 2000 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % |
| Noroeste de Minas | 43 | 1,93 | 19 | 1,78 | 23 | 1,54 | 37 | 1,96 |
| Norte de Minas | 182 | 8,12 | 72 | 6,88 | 107 | 7,25 | 233 | 12,24 |
| Jequitinhonha | 115 | 5,12 | 35 | 3,38 | 52 | 3,50 | 102 | 5,36 |
| Vale do Mucuri | 90 | 4,03 | 27 | 2,62 | 30 | 2,01 | 53 | 2,77 |
| Triângulo Mineiro/Alt | 210 | 9,36 | 85 | 8,15 | 120 | 8,15 | 156 | 8,22 |
| Central Mineira | 58 | 2,60 | 18 | 1,73 | 28 | 1,89 | 32 | 1,71 |
| Metropolitana de Belo | 483 | 21,56 | 332 | 31,78 | 513 | 34,72 | 605 | 31,83 |
| Vale do Rio Doce | 287 | 12,78 | 130 | 12,46 | 153 | 10,37 | 186 | 9,80 |
| Oeste de Minas | 106 | 4,71 | 39 | 3,71 | 59 | 4,02 | 58 | 3,03 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 274 | 12,22 | 109 | 10,43 | 158 | 10,69 | 164 | 8,62 |
| Campo das Vertentes | 74 | 3,29 | 30 | 2,87 | 37 | 2,52 | 46 | 2,43 |
| Zona da Mata | 320 | 14,28 | 149 | 14,22 | 197 | 13,33 | 229 | 12,03 |
| **Minas Gerais** | **2.242** | **100,00** | **1.045** | **100,00** | **1.476** | **100,00** | **1.902** | **100,00** |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc) e linha de extrema pobreza relativa de 30% da renda mediana de cada mesorregião.

NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

**TABELA A.23- Número e participação na pobreza relativa, para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escada da OCDE, por mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | 1970 | | 1980 | | 1991 | | 2000 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % |
| Noroeste de Minas | 57 | 1,94 | 44 | 1,97 | 48 | 1,67 | 63 | 1,81 |
| Norte de Minas | 241 | 8,27 | 155 | 6,99 | 231 | 7,98 | 337 | 9,73 |
| Jequitinhonha | 148 | 5,07 | 88 | 3,94 | 106 | 3,67 | 149 | 4,30 |
| Vale do Mucuri | 114 | 3,91 | 58 | 2,60 | 68 | 2,33 | 86 | 2,48 |
| Triângulo Mineiro/Alt | 274 | 9,40 | 204 | 9,19 | 264 | 9,14 | 307 | 8,87 |
| Central Mineira | 76 | 2,59 | 45 | 2,03 | 58 | 2,01 | 67 | 1,92 |
| Metropolitana de Belo | 638 | 21,85 | 663 | 29,84 | 919 | 31,77 | 1.160 | 33,52 |
| Vale do Rio Doce | 368 | 12,63 | 255 | 11,46 | 293 | 10,12 | 323 | 9,33 |
| Oeste de Minas | 139 | 4,76 | 96 | 4,30 | 128 | 4,41 | 127 | 3,67 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 362 | 12,41 | 254 | 11,43 | 330 | 11,42 | 355 | 10,25 |
| Campo das Vertentes | 93 | 3,18 | 66 | 2,95 | 82 | 2,82 | 94 | 2,72 |
| Zona da Mata | 409 | 14,00 | 296 | 13,31 | 366 | 12,64 | 394 | 11,38 |
| **Minas Gerais** | **2.918** | **100,00** | **2.223** | **100,00** | **2.893** | **100,00** | **3.459** | **100,00** |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE(rdpc_ocde) e linha de pobreza relativa de 60% da renda mediana de cada mesorregião.

NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.24- Número e participação na extrema pobreza relativa, para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escada da OCDE, por mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | 1970 | | 1980 | | 1991 | | 2000 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % | Nº(mil) | % |
| Noroeste de Minas | 36 | 1,93 | 10 | 2,01 | 10 | 1,28 | 26 | 2,06 |
| Norte de Minas | 153 | 8,15 | 32 | 6,24 | 46 | 6,01 | 185 | 14,59 |
| Jequitinhonha | 99 | 5,28 | 19 | 3,77 | 22 | 2,84 | 77 | 6,11 |
| Vale do Mucuri | 74 | 3,93 | 13 | 2,51 | 14 | 1,82 | 36 | 2,88 |
| Triângulo Mineiro/Alt | 179 | 9,52 | 40 | 7,81 | 59 | 7,67 | 86 | 6,79 |
| Central Mineira | 52 | 2,75 | 8 | 1,62 | 13 | 1,72 | 21 | 1,67 |
| Metropolitana de Belo | 401 | 21,33 | 176 | 34,40 | 292 | 37,82 | 425 | 33,52 |
| Vale do Rio Doce | 248 | 13,20 | 65 | 12,68 | 77 | 10,01 | 126 | 9,97 |
| Oeste de Minas | 92 | 4,91 | 18 | 3,43 | 31 | 4,04 | 34 | 2,65 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 229 | 12,19 | 48 | 9,38 | 77 | 9,60 | 93 | 7,36 |
| Campo das Vertentes | 60 | 3,21 | 13 | 2,50 | 19 | 2,45 | 27 | 2,15 |
| Zona da Mata | 256 | 13,60 | 70 | 13,66 | 111 | 14,40 | 130 | 10,26 |
| **Minas Gerais** | **1.879** | **100,00** | **512** | **100,00** | **773** | **100,00** | **1.268** | **100,00** |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE(rdpc_ocde) e linha de extrema pobreza relativa de 30% da renda mediana de cada mesorregião.

NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.25-População por Mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | 1970 | | 1980 | | 1991 | | 2000 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Absoluta | % | Absoluta | % | Absoluta | % | Absoluta | % |
| Noroeste de Minas | 228.077 | 2,04 | 272.282 | 2,06 | 301.960 | 1,93 | 327.950 | 1,84 |
| Norte de Minas | 961.945 | 8,59 | 1.117.507 | 8,44 | 1.349.400 | 8,63 | 1.480.700 | 8,33 |
| Jequitinhonha | 586.051 | 5,23 | 600.182 | 4,53 | 654.780 | 4,19 | 673.320 | 3,79 |
| Vale do Mucuri | 432.156 | 3,86 | 385.246 | 2,91 | 393.630 | 2,52 | 378.760 | 2,13 |
| Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba | 1.065.544 | 9,52 | 1.321.094 | 9,98 | 1.583.700 | 10,13 | 1.857.700 | 10,45 |
| Central Mineira | 303.374 | 2,71 | 309.700 | 2,34 | 345.520 | 2,21 | 377.630 | 2,12 |
| Metropolitana de Belo Horizonte | 2.436.183 | 21,76 | 3.556.124 | 26,86 | 4.584.200 | 29,32 | 5.554.800 | 31,25 |
| Vale do Rio Doce | 1.352.336 | 12,08 | 1.381.863 | 10,44 | 1.453.300 | 9,3 | 1.525.100 | 8,58 |
| Oeste de Minas | 528.040 | 4,72 | 615.824 | 4,65 | 722.820 | 4,62 | 834.640 | 4,70 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 1.419.522 | 12,68 | 1.650.457 | 12,47 | 1.947.500 | 12,46 | 2.236.000 | 12,58 |
| Campo das Vertentes | 350.634 | 3,13 | 406.134 | 3,07 | 460.100 | 2,94 | 508.410 | 2,86 |
| Zona da Mata | 1.532.934 | 13,69 | 1.623.959 | 12,27 | 1.835.700 | 11,74 | 2.020.400 | 11,37 |
| **Minas Gerais** | **11.196.796** | **100,00** | **13.240.372** | **100,00** | **15.633.000** | **100,00** | **17.775.000** | **100,00** |

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

**TABELA A.26-Crescimento Populacional por Mesorregião, 1970-2000(%)**

| Mesorregião | 1970-1980 | 1980-1991 | 1991-2000 | 1970-2000 |
|---|---|---|---|---|
| Noroeste de Minas | 17,72 | 10,35 | 8,26 | 36,32 |
| Norte de Minas | 14,99 | 18,86 | 9,29 | 43,13 |
| Jequitinhonha | 2,38 | 8,71 | 2,79 | 13,88 |
| Vale do Mucuri | -11,49 | 2,15 | -3,85 | -13,19 |
| Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba | 21,50 | 18,13 | 15,96 | 55,59 |
| Central Mineira | 2,06 | 10,94 | 8,89 | 21,89 |
| Metropolitana de Belo Horizonte | 37,82 | 25,39 | 19,20 | 82,42 |
| Vale do Rio Doce | 2,16 | 5,04 | 4,82 | 12,02 |
| Oeste de Minas | 15,38 | 16,02 | 14,38 | 45,78 |
| Sul/Sudoeste de Minas | 15,07 | 16,55 | 13,81 | 45,44 |
| Campo das Vertentes | 14,69 | 12,48 | 9,98 | 37,15 |
| Zona da Mata | 5,77 | 12,26 | 9,59 | 27,61 |
| **Minas Gerais** | **16,76** | **16,61** | **12,84** | **46,22** |

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

**TABELA A.27- Decomposição Temporal da Proporção de Pobres ($P_0$) para a renda domiciliar *per capita*, por Mesorregião, 1970-2000**

(continua)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | -33,89 | -40,38 | 6,49 | -40,28 | 6,39 |
| | 1970-1991 | -21,33 | -28,85 | 7,52 | -27,46 | 6,13 |
| | **1970-2000** | **-40,13** | **-48,80** | **8,67** | **-50,29** | **10,16** |
| | 1980-1991 | 12,56 | 13,03 | -0,47 | 12,82 | -0,26 |
| | 1980-2000 | -6,24 | -10,32 | 4,08 | -10,01 | 3,77 |
| | 1991-2000 | -18,80 | -24,00 | 5,20 | -22,83 | 4,03 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | -23,31 | -27,44 | 4,13 | -26,46 | 3,16 |
| | 1970-1991 | -10,95 | -17,55 | 6,61 | -18,11 | 7,16 |
| | **1970/2000** | **-24,50** | **-30,57** | **6,07** | **-30,99** | **6,50** |
| | 1980-1991 | 12,36 | 8,09 | 4,27 | 8,36 | 4,01 |
| | 1980-2000 | -1,19 | -5,24 | 4,05 | -4,53 | 3,34 |
| | 1991-2000 | -13,55 | -12,60 | -0,95 | -12,89 | -0,67 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | -17,69 | -20,61 | 2,92 | -20,18 | 2,49 |
| | 1970-1991 | -11,08 | -14,25 | 3,17 | -14,46 | 3,38 |
| | **1970-2000** | **-23,64** | **-27,42** | **3,77** | **-27,64** | **4,00** |
| | 1980-1991 | 6,61 | 5,72 | 0,88 | 5,72 | 0,89 |
| | 1980-2000 | -5,96 | -7,90 | 1,94 | -7,47 | 1,51 |
| | 1991-2000 | -12,56 | -12,97 | 0,41 | -13,18 | 0,62 |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | -21,52 | -25,34 | 3,82 | -24,71 | 3,19 |
| | 1970-1991 | -13,12 | -18,95 | 5,82 | -18,92 | 5,80 |
| | **1970-2000** | **-27,91** | **-32,29** | **4,38** | **-32,95** | **5,04** |
| | 1980-1991 | 8,40 | 5,73 | 2,67 | 5,79 | 2,61 |
| | 1980-2000 | -6,39 | -8,81 | 2,42 | -8,24 | 1,85 |
| | 1991-2000 | -14,79 | -14,11 | -0,68 | -14,03 | -0,76 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | -37,73 | -35,53 | -2,20 | -35,34 | -2,39 |
| | 1970-1991 | -33,35 | -32,41 | -0,93 | -31,98 | -1,37 |
| | **1970-2000** | **-44,37** | **-42,83** | **-1,54** | **-43,46** | **-0,91** |
| | 1980-1991 | 4,39 | 3,17 | 1,21 | 3,36 | 1,02 |
| | 1980-2000 | -6,63 | -8,12 | 1,48 | -8,12 | 1,48 |
| | 1991-2000 | -11,02 | -12,11 | 1,09 | -11,48 | 0,46 |
| Central Mineira | 1970-1980 | -31,69 | -36,16 | 4,47 | -35,74 | 4,06 |
| | 1970-1991 | -18,32 | -26,61 | 8,29 | -25,65 | 7,32 |
| | **1970-2000** | **-37,97** | **-42,33** | **4,36** | **-43,71** | **5,74** |
| | 1980-1991 | 13,37 | 10,37 | 2,99 | 10,10 | 3,27 |
| | 1980-2000 | -6,29 | -8,66 | 2,38 | -7,97 | 1,69 |
| | 1991-2000 | -19,65 | -18,76 | -0,89 | -18,07 | -1,58 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | -29,82 | -25,69 | -4,13 | -25,60 | -4,22 |
| | 1970-1991 | -18,53 | -20,55 | 2,02 | -20,46 | 1,92 |
| | **1970-2000** | **-27,59** | **-28,67** | **1,08** | **-28,86** | **1,27** |
| | 1980-1991 | 11,29 | 5,27 | 6,01 | 5,14 | 6,14 |
| | 1980-2000 | 2,23 | -3,48 | 5,71 | -3,26 | 5,49 |
| | 1991-2000 | -9,05 | -8,37 | -0,68 | -8,40 | -0,65 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | -29,94 | -32,72 | 2,78 | -32,68 | 2,74 |
| | 1970-1991 | -21,96 | -26,63 | 4,67 | -26,11 | 4,14 |
| | **1970-2000** | **-39,02** | **-41,39** | **2,37** | **-41,96** | **2,95** |
| | 1980-1991 | 7,98 | 6,79 | 1,18 | 6,57 | 1,41 |
| | 1980-2000 | -9,07 | -9,55 | 0,48 | -9,29 | 0,21 |
| | 1991-2000 | -17,05 | -16,16 | -0,89 | -15,86 | -1,20 |
| Oeste de Minas | 1970-1980 | -36,54 | -36,71 | 0,17 | -36,47 | -0,08 |
| | 1970-1991 | -29,67 | -30,95 | 1,28 | -30,39 | 0,72 |
| | **1970-2000** | **-51,17** | **-48,93** | **-2,24** | **-49,74** | **-1,44** |
| | 1980-1991 | 6,88 | 6,56 | 0,32 | 6,08 | 0,80 |
| | 1980-2000 | -14,63 | -13,99 | -0,64 | -13,27 | -1,36 |
| | 1991-2000 | -21,50 | -19,44 | -2,07 | -19,35 | -2,16 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc) e linha de pobreza absoluta de R$75,50 .
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.27- Decomposição Temporal da Proporção de Pobres ($P_0$) para a renda domiciliar *per capita*, por Mesorregião, 1970-2000**

(fim)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | -33,19 | -34,41 | 1,23 | -33,55 | 0,36 |
| | 1970-1991 | -26,59 | -29,13 | 2,54 | -28,90 | 2,31 |
| | **1970-2000** | **-44,00** | **-43,78** | **-0,23** | **-44,88** | **0,87** |
| | 1980-1991 | 6,60 | 4,87 | 1,73 | 4,65 | 1,95 |
| | 1980-2000 | -10,82 | -12,42 | 1,60 | -11,33 | 0,51 |
| | 1991-2000 | -17,41 | -15,99 | -1,42 | -15,98 | -1,44 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | -30,90 | -30,73 | -0,17 | -30,55 | -0,36 |
| | 1970-1991 | -18,32 | -21,54 | 3,22 | -20,89 | 2,57 |
| | **1970-2000** | **-37,67** | **-37,45** | **-0,22** | **-38,29** | **0,62** |
| | 1980-1991 | 12,58 | 9,85 | 2,73 | 9,66 | 2,92 |
| | 1980-2000 | -6,77 | -8,12 | 1,35 | -7,74 | 0,98 |
| | 1991-2000 | -19,34 | -17,86 | -1,48 | -17,40 | -1,95 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | -28,58 | -29,61 | 1,03 | -28,82 | 0,24 |
| | 1970-1991 | -18,92 | -23,66 | 4,74 | -23,60 | 4,68 |
| | **1970-2000** | **-39,55** | **-39,74** | **0,18** | **-40,59** | **1,03** |
| | 1980-1991 | 9,66 | 5,53 | 4,13 | 5,22 | 4,44 |
| | 1980-2000 | -10,98 | -12,86 | 1,88 | -11,76 | 0,78 |
| | 1991-2000 | -20,64 | -16,73 | -3,91 | -16,98 | -3,66 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | -31,40 | -31,60 | 0,20 | -31,27 | -0,13 |
| | 1970-1991 | -22,91 | -25,94 | 3,03 | -25,86 | 2,95 |
| | **1970-2000** | **-37,85** | **-38,78** | **0,93** | **-39,19** | **1,34** |
| | 1980-1991 | 8,49 | 5,31 | 3,18 | 5,41 | 3,08 |
| | 1980-2000 | -6,45 | -8,14 | 1,69 | -7,91 | 1,46 |
| | 1991-2000 | -14,93 | -13,50 | -1,44 | -13,32 | -1,62 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc) e linha de pobreza absoluta de R$75,50 .
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.28- Decomposição Temporal da Proporção de Extremamente Pobres ($P_0$) para a renda domiciliar *per capita*, por Mesorregião, 1970-2000**

(continua)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | -33,62 | -35,31 | 1,69 | -35,61 | 1,98 |
| | 1970-1991 | -23,27 | -27,78 | 4,51 | -26,25 | 2,98 |
| | **1970-2000** | **-33,08** | **-39,04** | **5,96** | **-40,28** | **7,20** |
| | 1980-1991 | 10,36 | 9,85 | 0,51 | 9,36 | 1,00 |
| | 1980-2000 | 0,55 | -4,86 | 5,41 | -4,67 | 5,22 |
| | 1991-2000 | -9,81 | -15,07 | 5,26 | -14,03 | 4,22 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | -29,93 | -29,76 | -0,17 | -28,59 | -1,34 |
| | 1970-1991 | -13,85 | -21,06 | 7,20 | -19,81 | 5,96 |
| | **1970/2000** | **-23,14** | **-29,29** | **6,15** | **-31,71** | **8,56** |
| | 1980-1991 | 16,08 | 8,87 | 7,21 | 8,78 | 7,30 |
| | 1980-2000 | 6,79 | -4,37 | 11,15 | -3,11 | 9,90 |
| | 1991-2000 | -9,29 | -13,05 | 3,76 | -11,89 | 2,60 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | -27,82 | -27,09 | -0,73 | -25,89 | -1,94 |
| | 1970-1991 | -16,02 | -19,48 | 3,46 | -18,82 | 2,81 |
| | **1970-2000** | **-27,16** | **-30,51** | **3,35** | **-32,37** | **5,21** |
| | 1980-1991 | 11,81 | 6,92 | 4,89 | 7,06 | 4,75 |
| | 1980-2000 | 0,66 | -7,55 | 8,21 | -6,49 | 7,15 |
| | 1991-2000 | -11,15 | -14,35 | 3,20 | -13,55 | 2,40 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc) e de extrema pobreza absoluta de R$37,75.
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.28- Decomposição Temporal da Proporção de Extremamente Pobres ($P_0$) para a renda domiciliar *per capita*, por Mesorregião, 1970-2000**

(fim)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | -29,71 | -30,16 | 0,45 | -29,33 | -0,38 |
| | 1970-1991 | -18,05 | -23,82 | 5,76 | -22,78 | 4,72 |
| | **1970-2000** | **-30,28** | **-33,96** | **3,67** | **-35,84** | **5,55** |
| | 1980-1991 | 11,65 | 6,44 | 5,21 | 6,55 | 5,10 |
| | 1980-2000 | -0,58 | -7,23 | 6,65 | -6,51 | 5,93 |
| | 1991-2000 | -12,23 | -14,22 | 1,99 | -13,06 | 0,83 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | -30,75 | -21,56 | -9,18 | -21,71 | -9,04 |
| | 1970-1991 | -27,92 | -20,31 | -7,61 | -20,13 | -7,79 |
| | **1970-2000** | **-31,25** | **-24,16** | **-7,08** | **-24,19** | **-7,05** |
| | 1980-1991 | 2,83 | 1,38 | 1,45 | 1,58 | 1,25 |
| | 1980-2000 | -0,50 | -2,14 | 1,64 | -2,49 | 1,99 |
| | 1991-2000 | -3,32 | -4,44 | 1,12 | -4,06 | 0,74 |
| Central Mineira | 1970-1980 | -29,39 | -26,02 | -3,37 | -25,89 | -3,50 |
| | 1970-1991 | -20,18 | -21,08 | 0,90 | -20,11 | -0,07 |
| | **1970-2000** | **-29,59** | **-28,11** | **-1,47** | **-29,21** | **-0,38** |
| | 1980-1991 | 9,21 | 6,01 | 3,20 | 5,78 | 3,43 |
| | 1980-2000 | -0,20 | -3,67 | 3,47 | -3,31 | 3,12 |
| | 1991-2000 | -9,41 | -9,83 | 0,43 | -9,09 | -0,31 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | -23,16 | -13,88 | -9,28 | -14,40 | -8,76 |
| | 1970-1991 | -16,66 | -12,70 | -3,95 | -12,22 | -4,43 |
| | **1970-2000** | **-20,59** | **-16,02** | **-4,56** | **-15,98** | **-4,61** |
| | 1980-1991 | 6,50 | 2,57 | 3,93 | 2,18 | 4,33 |
| | 1980-2000 | 2,57 | -1,45 | 4,03 | -1,58 | 4,15 |
| | 1991-2000 | -3,93 | -3,84 | -0,10 | -3,76 | -0,18 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | -33,45 | -32,21 | -1,24 | -31,84 | -1,61 |
| | 1970-1991 | -24,51 | -26,70 | 2,19 | -25,80 | 1,29 |
| | **1970-2000** | **-36,19** | **-35,89** | **-0,30** | **-37,16** | **0,97** |
| | 1980-1991 | 8,94 | 6,22 | 2,71 | 6,03 | 2,90 |
| | 1980-2000 | -2,74 | -5,89 | 3,14 | -5,33 | 2,58 |
| | 1991-2000 | -11,68 | -12,07 | 0,38 | -11,36 | -0,33 |
| Oeste de Minas | 1970-1980 | -34,86 | -27,61 | -7,25 | -27,16 | -7,71 |
| | 1970-1991 | -29,56 | -23,92 | -5,64 | -23,69 | -5,87 |
| | **1970-2000** | **-38,82** | **-31,02** | **-7,80** | **-31,70** | **-7,12** |
| | 1980-1991 | 5,31 | 3,52 | 1,79 | 3,47 | 1,84 |
| | 1980-2000 | -3,96 | -5,05 | 1,10 | -4,55 | 0,59 |
| | 1991-2000 | -9,26 | -8,19 | -1,07 | -8,01 | -1,25 |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | -29,47 | -23,52 | -5,95 | -23,01 | -6,46 |
| | 1970-1991 | -24,80 | -21,00 | -3,79 | -20,64 | -4,16 |
| | **1970-2000** | **-32,11** | **-26,16** | **-5,95** | **-27,03** | **-5,08** |
| | 1980-1991 | 4,67 | 2,49 | 2,18 | 2,37 | 2,31 |
| | 1980-2000 | -2,64 | -4,65 | 2,02 | -4,02 | 1,39 |
| | 1991-2000 | -7,31 | -6,63 | -0,68 | -6,39 | -0,92 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | -31,28 | -23,87 | -7,41 | -23,86 | -7,43 |
| | 1970-1991 | -22,11 | -18,39 | -3,72 | -17,73 | -4,38 |
| | **1970-2000** | **-32,65** | **-26,73** | **-5,92** | **-27,41** | **-5,24** |
| | 1980-1991 | 9,17 | 6,34 | 2,84 | 6,13 | 3,05 |
| | 1980-2000 | -1,37 | -3,77 | 2,41 | -3,55 | 2,19 |
| | 1991-2000 | -10,54 | -10,14 | -0,40 | -9,68 | -0,86 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | -28,83 | -24,27 | -4,55 | -23,88 | -4,94 |
| | 1970-1991 | -20,13 | -21,07 | 0,94 | -20,31 | 0,18 |
| | **1970-2000** | **-33,07** | **-29,00** | **-4,07** | **-30,15** | **-2,92** |
| | 1980-1991 | 8,69 | 4,07 | 4,63 | 3,58 | 5,12 |
| | 1980-2000 | -4,24 | -7,15 | 2,91 | -6,27 | 2,03 |
| | 1991-2000 | -12,93 | -10,11 | -2,82 | -9,84 | -3,09 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | -29,80 | -24,53 | -5,27 | -24,36 | -5,45 |
| | 1970-1991 | -22,48 | -21,40 | -1,08 | -20,72 | -1,76 |
| | **1970-2000** | **-30,53** | **-27,31** | **-3,22** | **-28,17** | **-2,37** |
| | 1980-1991 | 7,32 | 3,61 | 3,71 | 3,64 | 3,69 |
| | 1980-2000 | -0,73 | -3,96 | 3,23 | -3,81 | 3,08 |
| | 1991-2000 | -8,05 | -8,15 | 0,10 | -7,45 | -0,61 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc) e de extrema pobreza absoluta de R$37,75.
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.29-Decomposição Temporal do Hiato de Pobreza ($P_1$) para a renda domiciliar *per capita*, por Mesorregião, 1970-2000**

(continua)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | -28,30 | -28,18 | -0,12 | -28,17 | -0,13 |
| | 1970-1991 | -21,22 | -22,11 | 0,89 | -21,03 | -0,19 |
| | **1970-2000** | **-28,76** | **-32,12** | **3,36** | **-33,21** | **4,45** |
| | 1980-1991 | 7,08 | 7,51 | -0,43 | 7,14 | -0,06 |
| | 1980-2000 | -0,46 | -5,42 | 4,96 | -5,04 | 4,58 |
| | 1991-2000 | -7,54 | -12,88 | 5,34 | -12,18 | 4,64 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | -24,46 | -22,40 | -2,07 | -21,79 | -2,67 |
| | 1970-1991 | -13,53 | -16,25 | 2,73 | -15,63 | 2,10 |
| | **1970-2000** | **-19,39** | **-23,39** | **4,00** | **-24,62** | **5,23** |
| | 1980-1991 | 10,94 | 6,34 | 4,60 | 6,17 | 4,78 |
| | 1980-2000 | 5,07 | -3,61 | 8,68 | -2,83 | 7,90 |
| | 1991-2000 | -5,87 | -9,44 | 3,58 | -8,99 | 3,13 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | -22,81 | -19,83 | -2,98 | -19,21 | -3,60 |
| | 1970-1991 | -15,15 | -14,86 | -0,30 | -14,41 | -0,75 |
| | **1970-2000** | **-22,09** | **-23,58** | **1,49** | **-24,65** | **2,56** |
| | 1980-1991 | 7,66 | 4,94 | 2,71 | 4,81 | 2,85 |
| | 1980-2000 | 0,72 | -6,19 | 6,90 | -5,44 | 6,15 |
| | 1991-2000 | -6,94 | -10,56 | 3,62 | -10,24 | 3,31 |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | -24,43 | -22,93 | -1,51 | -22,38 | -2,06 |
| | 1970-1991 | -16,89 | -18,55 | 1,66 | -17,94 | 1,05 |
| | **1970-2000** | **-25,10** | **-26,87** | **1,78** | **-28,04** | **2,94** |
| | 1980-1991 | 7,55 | 4,53 | 3,02 | 4,44 | 3,11 |
| | 1980-2000 | -0,66 | -6,30 | 5,64 | -5,66 | 5,00 |
| | 1991-2000 | -8,21 | -10,62 | 2,41 | -10,10 | 1,89 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | -27,98 | -19,30 | -8,69 | -19,26 | -8,72 |
| | 1970-1991 | -25,81 | -18,12 | -7,69 | -18,02 | -7,80 |
| | **1970-2000** | **-29,52** | **-22,54** | **-6,98** | **-22,68** | **-6,84** |
| | 1980-1991 | 2,17 | 1,23 | 0,94 | 1,25 | 0,93 |
| | 1980-2000 | -1,54 | -3,44 | 1,90 | -3,42 | 1,88 |
| | 1991-2000 | -3,71 | -4,78 | 1,07 | -4,66 | 0,95 |
| Central Mineira | 1970-1980 | -26,09 | -21,82 | -4,27 | -21,77 | -4,33 |
| | 1970-1991 | -18,48 | -17,38 | -1,10 | -16,55 | -1,93 |
| | **1970-2000** | **-27,11** | **-24,32** | **-2,79** | **-25,20** | **-1,91** |
| | 1980-1991 | 7,61 | 5,46 | 2,15 | 5,22 | 2,40 |
| | 1980-2000 | -1,02 | -3,73 | 2,72 | -3,44 | 2,42 |
| | 1991-2000 | -8,63 | -9,24 | 0,61 | -8,65 | 0,03 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | -21,62 | -13,09 | -8,54 | -13,41 | -8,21 |
| | 1970-1991 | -15,95 | -11,69 | -4,26 | -11,21 | -4,74 |
| | **1970-2000** | **-19,21** | **-14,87** | **-4,34** | **-15,03** | **-4,19** |
| | 1980-1991 | 5,68 | 2,37 | 3,30 | 2,20 | 3,47 |
| | 1980-2000 | 2,41 | -1,46 | 3,87 | -1,61 | 4,03 |
| | 1991-2000 | -3,27 | -4,12 | 0,86 | -3,81 | 0,55 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | -28,53 | -25,56 | -2,96 | -25,26 | -3,27 |
| | 1970-1991 | -22,41 | -21,59 | -0,82 | -20,89 | -1,52 |
| | **1970-2000** | **-31,30** | **-29,56** | **-1,74** | **-30,56** | **-0,74** |
| | 1980-1991 | 6,12 | 4,56 | 1,56 | 4,37 | 1,75 |
| | 1980-2000 | -2,77 | -5,80 | 3,02 | -5,31 | 2,53 |
| | 1991-2000 | -8,89 | -10,18 | 1,29 | -9,67 | 0,78 |
| Oeste de Minas | 1970-1980 | -30,34 | -23,13 | -7,20 | -22,96 | -7,37 |
| | 1970-1991 | -26,21 | -20,23 | -5,98 | -19,98 | -6,23 |
| | **1970-2000** | **-35,38** | **-27,70** | **-7,68** | **-28,13** | **-7,26** |
| | 1980-1991 | 4,12 | 3,04 | 1,08 | 2,98 | 1,14 |
| | 1980-2000 | -5,05 | -5,40 | 0,35 | -5,17 | 0,12 |
| | 1991-2000 | -9,17 | -8,34 | -0,83 | -8,15 | -1,02 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc) e linha de pobreza absoluta de R$75,50 .
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.29-Decomposição Temporal do Hiato de Pobreza ($P_1$) para a renda domiciliar *per capita*, por Mesorregião, 1970-2000**

(fim)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | -26,05 | -19,94 | -6,11 | -19,78 | -6,28 |
| | 1970-1991 | -22,46 | -17,90 | -4,56 | -17,60 | -4,86 |
| | **1970-2000** | **-29,67** | **-23,77** | **-5,90** | **-24,24** | **-5,43** |
| | 1980-1991 | 3,59 | 2,20 | 1,39 | 2,18 | 1,41 |
| | 1980-2000 | -3,61 | -4,65 | 1,03 | -4,46 | 0,84 |
| | 1991-2000 | -7,21 | -6,92 | -0,29 | -6,64 | -0,57 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | -27,04 | -19,75 | -7,29 | -19,75 | -7,29 |
| | 1970-1991 | -19,77 | -15,26 | -4,51 | -14,60 | -5,17 |
| | **1970-2000** | **-28,80** | **-22,73** | **-6,06** | **-23,39** | **-5,41** |
| | 1980-1991 | 7,27 | 5,36 | 1,91 | 5,15 | 2,13 |
| | 1980-2000 | -1,75 | -3,85 | 2,10 | -3,64 | 1,89 |
| | 1991-2000 | -9,03 | -9,23 | 0,20 | -8,79 | -0,24 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | -25,05 | -19,83 | -5,21 | -19,68 | -5,36 |
| | 1970-1991 | -18,41 | -17,17 | -1,24 | -16,70 | -1,71 |
| | **1970-2000** | **-29,14** | **-24,72** | **-4,42** | **-25,34** | **-3,80** |
| | 1980-1991 | 6,63 | 3,04 | 3,59 | 2,99 | 3,65 |
| | 1980-2000 | -4,10 | -5,86 | 1,76 | -5,66 | 1,56 |
| | 1991-2000 | -10,73 | -9,06 | -1,67 | -8,64 | -2,09 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | -26,15 | -20,33 | -5,81 | -20,17 | -5,98 |
| | 1970-1991 | -20,68 | -17,90 | -2,78 | -17,47 | -3,21 |
| | **1970-2000** | **-27,35** | **-23,63** | **-3,72** | **-24,23** | **-3,12** |
| | 1980-1991 | 5,46 | 2,77 | 2,70 | 2,70 | 2,77 |
| | 1980-2000 | -1,20 | -4,29 | 3,09 | -4,06 | 2,86 |
| | 1991-2000 | -6,66 | -7,12 | 0,46 | -6,76 | 0,09 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc) e linha de pobreza absoluta de R$75,50 .
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.30-Decomposição Temporal do Hiato de Extrema Pobreza ($P_1$) para a renda domiciliar *per capita*, por Mesorregião, 1970-2000**

(continua)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | -22,09 | -16,53 | -5,56 | -16,65 | -5,43 |
| | 1970-1991 | -19,14 | -14,02 | -5,11 | -13,49 | -5,64 |
| | **1970-2000** | **-19,30** | **-18,08** | **-1,21** | **-18,49** | **-0,81** |
| | 1980-1991 | 2,95 | 3,33 | -0,38 | 3,16 | -0,21 |
| | 1980-2000 | 2,79 | -1,88 | 4,67 | -1,83 | 4,63 |
| | 1991-2000 | -0,16 | -5,35 | 5,20 | -4,99 | 4,84 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | -22,55 | -15,14 | -7,41 | -15,09 | -7,46 |
| | 1970-1991 | -14,83 | -12,45 | -2,38 | -11,46 | -3,38 |
| | **1970-2000** | **-14,09** | **-15,64** | **1,55** | **-16,68** | **2,60** |
| | 1980-1991 | 7,72 | 3,91 | 3,81 | 3,64 | 4,08 |
| | 1980-2000 | 8,46 | -1,91 | 10,37 | -1,59 | 10,05 |
| | 1991-2000 | 0,74 | -5,95 | 6,70 | -5,23 | 5,97 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | -23,43 | -15,25 | -8,18 | -14,95 | -8,49 |
| | 1970-1991 | -16,67 | -12,22 | -4,45 | -11,56 | -5,11 |
| | **1970-2000** | **-18,08** | **-17,25** | **-0,83** | **-18,21** | **0,13** |
| | 1980-1991 | 6,75 | 3,49 | 3,27 | 3,38 | 3,38 |
| | 1980-2000 | 5,34 | -3,68 | 9,03 | -3,27 | 8,62 |
| | 1991-2000 | -1,41 | -7,20 | 5,79 | -6,65 | 5,24 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc) e de extrema pobreza absoluta de R$37,75.
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.30-Decomposição Temporal do Hiato de Extrema Pobreza ($P_1$) para a renda domiciliar *per capita*, por Mesorregião, 1970-2000**

(fim)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | -23,87 | -17,19 | -6,68 | -17,05 | -6,82 |
| | 1970-1991 | -18,31 | -15,02 | -3,29 | -14,19 | -4,12 |
| | **1970-2000** | **-20,76** | **-19,28** | **-1,47** | **-20,26** | **-0,50** |
| | 1980-1991 | 5,55 | 2,99 | 2,57 | 2,86 | 2,71 |
| | 1980-2000 | 3,11 | -3,49 | 6,60 | -3,21 | 6,32 |
| | 1991-2000 | -2,44 | -6,76 | 4,31 | -6,07 | 3,62 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | -20,37 | -8,30 | -12,07 | -8,47 | -11,91 |
| | 1970-1991 | -19,72 | -8,30 | -11,43 | -8,19 | -11,54 |
| | **1970-2000** | **-19,55** | **-9,37** | **-10,18** | **-9,32** | **-10,24** |
| | 1980-1991 | 0,65 | 0,32 | 0,33 | 0,28 | 0,37 |
| | 1980-2000 | 0,83 | -0,72 | 1,54 | -0,85 | 1,67 |
| | 1991-2000 | 0,18 | -1,21 | 1,38 | -1,13 | 1,31 |
| Central Mineira | 1970-1980 | -20,63 | -10,63 | -10,00 | -10,81 | -9,82 |
| | 1970-1991 | -17,32 | -9,53 | -7,79 | -8,95 | -8,37 |
| | **1970-2000** | **-19,11** | **-11,51** | **-7,60** | **-11,91** | **-7,20** |
| | 1980-1991 | 3,31 | 2,03 | 1,28 | 1,86 | 1,46 |
| | 1980-2000 | 1,52 | -1,10 | 2,62 | -1,10 | 2,62 |
| | 1991-2000 | -1,79 | -3,36 | 1,57 | -2,96 | 1,17 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | -16,09 | -5,42 | -10,67 | -5,84 | -10,26 |
| | 1970-1991 | -13,86 | -5,62 | -8,24 | -5,21 | -8,65 |
| | **1970-2000** | **-13,70** | **-6,48** | **-7,22** | **-6,48** | **-7,22** |
| | 1980-1991 | 2,23 | 0,83 | 1,40 | 0,63 | 1,60 |
| | 1980-2000 | 2,39 | -0,43 | 2,82 | -0,64 | 3,03 |
| | 1991-2000 | 0,16 | -1,48 | 1,64 | -1,27 | 1,43 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | -25,05 | -17,41 | -7,63 | -17,24 | -7,81 |
| | 1970-1991 | -21,17 | -15,47 | -5,70 | -14,80 | -6,38 |
| | **1970-2000** | **-23,94** | **-18,76** | **-5,18** | **-19,61** | **-4,33** |
| | 1980-1991 | 3,87 | 2,55 | 1,32 | 2,44 | 1,43 |
| | 1980-2000 | 1,11 | -2,65 | 3,76 | -2,37 | 3,48 |
| | 1991-2000 | -2,77 | -5,38 | 2,61 | -4,81 | 2,05 |
| Oeste de Minas | 1970-1980 | -23,60 | -11,93 | -11,67 | -11,82 | -11,78 |
| | 1970-1991 | -21,59 | -10,97 | -10,62 | -10,76 | -10,84 |
| | **1970-2000** | **-23,86** | **-12,74** | **-11,12** | **-13,07** | **-10,79** |
| | 1980-1991 | 2,00 | 1,05 | 0,96 | 1,06 | 0,95 |
| | 1980-2000 | -0,27 | -1,35 | 1,09 | -1,25 | 0,99 |
| | 1991-2000 | -2,27 | -2,54 | 0,27 | -2,31 | 0,04 |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | -19,68 | -9,37 | -10,31 | -9,41 | -10,27 |
| | 1970-1991 | -18,14 | -9,03 | -9,12 | -8,73 | -9,42 |
| | **1970-2000** | **-19,67** | **-10,34** | **-9,33** | **-10,60** | **-9,08** |
| | 1980-1991 | 1,53 | 0,73 | 0,80 | 0,69 | 0,85 |
| | 1980-2000 | 0,00 | -1,19 | 1,19 | -1,19 | 1,19 |
| | 1991-2000 | -1,53 | -2,13 | 0,60 | -1,87 | 0,35 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | -22,02 | -10,56 | -11,46 | -10,68 | -11,34 |
| | 1970-1991 | -18,62 | -8,98 | -9,64 | -8,57 | -10,05 |
| | **1970-2000** | **-21,10** | **-11,69** | **-9,41** | **-11,98** | **-9,12** |
| | 1980-1991 | 3,40 | 2,24 | 1,16 | 2,11 | 1,29 |
| | 1980-2000 | 0,92 | -1,31 | 2,23 | -1,30 | 2,22 |
| | 1991-2000 | -2,48 | -3,70 | 1,21 | -3,42 | 0,93 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | -20,84 | -11,61 | -9,23 | -11,68 | -9,16 |
| | 1970-1991 | -16,89 | -10,93 | -5,95 | -10,32 | -6,56 |
| | **1970-2000** | **-20,79** | **-13,28** | **-7,51** | **-13,82** | **-6,97** |
| | 1980-1991 | 3,95 | 1,47 | 2,48 | 1,36 | 2,60 |
| | 1980-2000 | 0,05 | -2,18 | 2,23 | -2,14 | 2,19 |
| | 1991-2000 | -3,90 | -3,99 | 0,09 | -3,50 | -0,41 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | -21,01 | -11,38 | -9,63 | -11,45 | -9,56 |
| | 1970-1991 | -18,01 | -10,83 | -7,18 | -10,30 | -7,72 |
| | **1970-2000** | **-19,29** | **-12,55** | **-6,74** | **-13,02** | **-6,27** |
| | 1980-1991 | 3,00 | 1,27 | 1,73 | 1,15 | 1,85 |
| | 1980-2000 | 1,72 | -1,62 | 3,34 | -1,57 | 3,29 |
| | 1991-2000 | -1,28 | -3,14 | 1,86 | -2,72 | 1,44 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc) e de extrema pobreza absoluta de R$37,75.
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.31-Decomposição Temporal da Severidade da Pobreza ($P_2$) para a renda domiciliar *per capita*, por Mesorregião, 1970-2000**

(continua)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | -24,15 | -20,44 | -3,71 | -20,51 | -3,64 |
| | 1970-1991 | -19,70 | -16,64 | -3,06 | -15,92 | -3,78 |
| | **1970-2000** | **-22,52** | **-22,83** | **0,32** | **-23,48** | **0,97** |
| | 1980-1991 | 4,45 | 4,84 | -0,39 | 4,60 | -0,15 |
| | 1980-2000 | 1,63 | -3,14 | 4,78 | -2,97 | 4,61 |
| | 1991-2000 | -2,82 | -8,04 | 5,23 | -7,56 | 4,75 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | -22,91 | -17,41 | -5,50 | -17,16 | -5,75 |
| | 1970-1991 | -14,25 | -13,49 | -0,77 | -12,66 | -1,60 |
| | **1970-2000** | **-15,74** | **-18,06** | **2,32** | **-19,14** | **3,40** |
| | 1980-1991 | 8,66 | 4,74 | 3,92 | 4,50 | 4,16 |
| | 1980-2000 | 7,17 | -2,47 | 9,64 | -1,98 | 9,15 |
| | 1991-2000 | -1,49 | -7,07 | 5,58 | -6,48 | 4,99 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | -22,82 | -16,48 | -6,35 | -16,07 | -6,76 |
| | 1970-1991 | -16,03 | -12,83 | -3,21 | -12,27 | -3,77 |
| | **1970-2000** | **-19,21** | **-19,06** | **-0,15** | **-20,04** | **0,82** |
| | 1980-1991 | 6,79 | 3,91 | 2,87 | 3,80 | 2,99 |
| | 1980-2000 | 3,61 | -4,50 | 8,10 | -3,97 | 7,58 |
| | 1991-2000 | -3,18 | -8,21 | 5,04 | -7,77 | 4,59 |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | -23,67 | -18,75 | -4,91 | -18,47 | -5,20 |
| | 1970-1991 | -17,61 | -15,86 | -1,75 | -15,13 | -2,48 |
| | **1970-2000** | **-21,99** | **-21,49** | **-0,49** | **-22,51** | **0,53** |
| | 1980-1991 | 6,06 | 3,48 | 2,58 | 3,34 | 2,72 |
| | 1980-2000 | 1,68 | -4,46 | 6,14 | -4,04 | 5,72 |
| | 1991-2000 | -4,38 | -7,97 | 3,60 | -7,38 | 3,01 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | -23,04 | -12,24 | -10,80 | -12,32 | -10,72 |
| | 1970-1991 | -21,80 | -11,77 | -10,03 | -11,68 | -10,13 |
| | **1970-2000** | **-23,02** | **-14,05** | **-8,97** | **-14,07** | **-8,96** |
| | 1980-1991 | 1,24 | 0,66 | 0,58 | 0,65 | 0,59 |
| | 1980-2000 | 0,01 | -1,68 | 1,69 | -1,75 | 1,76 |
| | 1991-2000 | -1,22 | -2,47 | 1,25 | -2,39 | 1,17 |
| Central Mineira | 1970-1980 | -22,48 | -14,58 | -7,91 | -14,66 | -7,83 |
| | 1970-1991 | -17,61 | -12,20 | -5,42 | -11,55 | -6,07 |
| | **1970-2000** | **-21,86** | **-15,99** | **-5,87** | **-16,56** | **-5,31** |
| | 1980-1991 | 4,87 | 3,31 | 1,56 | 3,11 | 1,76 |
| | 1980-2000 | 0,62 | -2,02 | 2,64 | -1,90 | 2,52 |
| | 1991-2000 | -4,25 | -5,46 | 1,21 | -5,01 | 0,76 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | -17,99 | -8,12 | -9,87 | -8,49 | -9,50 |
| | 1970-1991 | -14,53 | -7,71 | -6,81 | -7,29 | -7,24 |
| | **1970-2000** | **-15,56** | **-9,39** | **-6,17** | **-9,45** | **-6,11** |
| | 1980-1991 | 3,46 | 1,38 | 2,08 | 1,20 | 2,26 |
| | 1980-2000 | 2,43 | -0,78 | 3,20 | -0,97 | 3,39 |
| | 1991-2000 | -1,03 | -2,41 | 1,37 | -2,17 | 1,13 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | -26,01 | -19,91 | -6,10 | -19,71 | -6,30 |
| | 1970-1991 | -21,42 | -17,27 | -4,15 | -16,61 | -4,81 |
| | **1970-2000** | **-26,25** | **-22,22** | **-4,03** | **-23,08** | **-3,17** |
| | 1980-1991 | 4,59 | 3,25 | 1,33 | 3,10 | 1,49 |
| | 1980-2000 | -0,24 | -3,73 | 3,49 | -3,38 | 3,13 |
| | 1991-2000 | -4,83 | -6,98 | 2,15 | -6,47 | 1,65 |
| Oeste de Minas | 1970-1980 | -25,87 | -15,86 | -10,00 | -15,74 | -10,12 |
| | 1970-1991 | -23,10 | -14,19 | -8,91 | -13,98 | -9,12 |
| | **1970-2000** | **-27,83** | **-18,04** | **-9,78** | **-18,38** | **-9,45** |
| | 1980-1991 | 2,77 | 1,79 | 0,98 | 1,77 | 1,00 |
| | 1980-2000 | -1,96 | -2,78 | 0,82 | -2,64 | 0,68 |
| | 1991-2000 | -4,73 | -4,59 | -0,13 | -4,40 | -0,32 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc) e linha de pobreza absoluta de R$75,50 .
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.31-Decomposição Temporal da Severidade da Pobreza ($P_2$) para a renda domiciliar *per capita*, por Mesorregião, 1970-2000**

(fim)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | -21,88 | -13,12 | -8,76 | -13,08 | -8,80 |
| | 1970-1991 | -19,60 | -12,14 | -7,46 | -11,85 | -7,75 |
| | **1970-2000** | **-23,15** | **-15,10** | **-8,05** | **-15,43** | **-7,73** |
| | 1980-1991 | 2,28 | 1,27 | 1,01 | 1,23 | 1,05 |
| | 1980-2000 | -1,27 | -2,42 | 1,15 | -2,34 | 1,07 |
| | 1991-2000 | -3,55 | -3,82 | 0,27 | -3,57 | 0,02 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | -23,67 | -13,77 | -9,91 | -13,84 | -9,84 |
| | 1970-1991 | -18,88 | -11,11 | -7,77 | -10,61 | -8,27 |
| | **1970-2000** | **-23,67** | **-15,49** | **-8,18** | **-15,92** | **-7,75** |
| | 1980-1991 | 4,79 | 3,39 | 1,41 | 3,23 | 1,57 |
| | 1980-2000 | 0,00 | -2,18 | 2,19 | -2,09 | 2,10 |
| | 1991-2000 | -4,79 | -5,65 | 0,86 | -5,31 | 0,52 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | -22,13 | -14,35 | -7,78 | -14,34 | -7,79 |
| | 1970-1991 | -17,28 | -12,95 | -4,32 | -12,41 | -4,87 |
| | **1970-2000** | **-23,55** | **-17,16** | **-6,38** | **-17,71** | **-5,83** |
| | 1980-1991 | 4,86 | 2,04 | 2,81 | 1,94 | 2,92 |
| | 1980-2000 | -1,41 | -3,48 | 2,07 | -3,37 | 1,96 |
| | 1991-2000 | -6,27 | -5,75 | -0,52 | -5,31 | -0,96 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | -22,67 | -14,41 | -8,27 | -14,39 | -8,29 |
| | 1970-1991 | -18,84 | -13,17 | -5,67 | -12,69 | -6,15 |
| | **1970-2000** | **-21,99** | **-16,32** | **-5,67** | **-16,82** | **-5,17** |
| | 1980-1991 | 3,83 | 1,81 | 2,03 | 1,71 | 2,13 |
| | 1980-2000 | 0,68 | -2,55 | 3,23 | -2,43 | 3,11 |
| | 1991-2000 | -3,15 | -4,51 | 1,36 | -4,13 | 0,98 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc) e linha de pobreza absoluta de R$75,50 .
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.32-Decomposição Temporal da Severidade da Extrema Pobreza ($P_2$) para a renda domiciliar *per capita*, por Mesorregião, 1970-2000**

(continua)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | -17,92 | -9,61 | -8,32 | -9,75 | -8,18 |
| | 1970-1991 | -16,79 | -8,43 | -8,36 | -8,19 | -8,61 |
| | **1970-2000** | **-14,59** | **-10,61** | **-3,98** | **-10,72** | **-3,88** |
| | 1980-1991 | 1,13 | 1,64 | -0,50 | 1,57 | -0,43 |
| | 1980-2000 | 3,34 | -0,90 | 4,24 | -0,97 | 4,31 |
| | 1991-2000 | 2,21 | -2,70 | 4,90 | -2,53 | 4,73 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | -19,04 | -9,27 | -9,78 | -9,53 | -9,52 |
| | 1970-1991 | -14,61 | -8,29 | -6,32 | -7,54 | -7,07 |
| | **1970-2000** | **-10,51** | **-10,07** | **-0,44** | **-10,56** | **0,05** |
| | 1980-1991 | 4,44 | 2,22 | 2,22 | 1,99 | 2,45 |
| | 1980-2000 | 8,53 | -1,01 | 9,54 | -1,04 | 9,57 |
| | 1991-2000 | 4,09 | -3,54 | 7,63 | -3,02 | 7,12 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | -20,56 | -9,79 | -10,77 | -9,84 | -10,72 |
| | 1970-1991 | -16,32 | -8,43 | -7,89 | -7,87 | -8,45 |
| | **1970-2000** | **-14,14** | **-11,34** | **-2,80** | **-11,85** | **-2,29** |
| | 1980-1991 | 4,24 | 2,09 | 2,15 | 1,98 | 2,27 |
| | 1980-2000 | 6,43 | -2,07 | 8,49 | -2,01 | 8,43 |
| | 1991-2000 | 2,18 | -4,43 | 6,61 | -3,98 | 6,16 |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | -20,63 | -11,17 | -9,46 | -11,32 | -9,31 |
| | 1970-1991 | -17,47 | -10,36 | -7,11 | -9,73 | -7,74 |
| | **1970-2000** | **-16,67** | **-12,77** | **-3,90** | **-13,26** | **-3,42** |
| | 1980-1991 | 3,16 | 1,75 | 1,41 | 1,59 | 1,57 |
| | 1980-2000 | 3,96 | -1,95 | 5,90 | -1,94 | 5,89 |
| | 1991-2000 | 0,79 | -4,00 | 4,80 | -3,53 | 4,33 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | -16,94 | -4,36 | -12,58 | -4,51 | -12,43 |
| | 1970-1991 | -16,77 | -4,53 | -12,24 | -4,43 | -12,34 |
| | **1970-2000** | **-15,84** | **-4,97** | **-10,87** | **-4,92** | **-10,93** |
| | 1980-1991 | 0,17 | 0,14 | 0,03 | 0,08 | 0,09 |
| | 1980-2000 | 1,10 | -0,31 | 1,41 | -0,40 | 1,50 |
| | 1991-2000 | 0,93 | -0,52 | 1,44 | -0,48 | 1,41 |
| Central Mineira | 1970-1980 | -17,49 | -5,67 | -11,82 | -5,88 | -11,61 |
| | 1970-1991 | -15,85 | -5,39 | -10,46 | -5,05 | -10,80 |
| | **1970-2000** | **-15,76** | **-6,32** | **-9,44** | **-6,45** | **-9,31** |
| | 1980-1991 | 1,64 | 0,95 | 0,69 | 0,83 | 0,81 |
| | 1980-2000 | 1,73 | -0,48 | 2,21 | -0,57 | 2,30 |
| | 1991-2000 | 0,09 | -1,62 | 1,71 | -1,40 | 1,49 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | -13,73 | -2,91 | -10,82 | -3,20 | -10,53 |
| | 1970-1991 | -12,67 | -3,22 | -9,45 | -2,95 | -9,73 |
| | **1970-2000** | **-11,44** | **-3,56** | **-7,88** | **-3,54** | **-7,90** |
| | 1980-1991 | 1,07 | 0,40 | 0,66 | 0,26 | 0,81 |
| | 1980-2000 | 2,30 | -0,19 | 2,49 | -0,34 | 2,64 |
| | 1991-2000 | 1,23 | -0,73 | 1,96 | -0,60 | 1,83 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | -21,31 | -11,09 | -10,22 | -11,12 | -10,19 |
| | 1970-1991 | -19,23 | -10,34 | -8,90 | -9,81 | -9,43 |
| | **1970-2000** | **-19,04** | **-11,88** | **-7,16** | **-12,38** | **-6,66** |
| | 1980-1991 | 2,07 | 1,43 | 0,64 | 1,31 | 0,77 |
| | 1980-2000 | 2,27 | -1,36 | 3,63 | -1,26 | 3,53 |
| | 1991-2000 | 0,19 | -2,97 | 3,16 | -2,57 | 2,76 |
| Oeste de Minas | 1970-1980 | -19,42 | -6,68 | -12,74 | -6,68 | -12,74 |
| | 1970-1991 | -18,39 | -6,41 | -11,98 | -6,22 | -12,17 |
| | **1970-2000** | **-18,87** | **-7,03** | **-11,84** | **-7,22** | **-11,65** |
| | 1980-1991 | 1,03 | 0,49 | 0,54 | 0,46 | 0,57 |
| | 1980-2000 | 0,55 | -0,57 | 1,11 | -0,54 | 1,09 |
| | 1991-2000 | -0,49 | -1,17 | 0,69 | -1,01 | 0,52 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc) e de extrema pobreza absoluta de R$37,75.
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.32-Decomposição Temporal da Severidade da Extrema Pobreza ($P_2$) para a renda domiciliar *per capita*, por Mesorregião, 1970-2000**

(fim)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | -16,29 | -5,01 | -11,28 | -5,11 | -11,18 |
| | 1970-1991 | -15,61 | -5,06 | -10,55 | -4,84 | -10,77 |
| | **1970-2000** | **-15,70** | **-5,53** | **-10,17** | **-5,65** | **-10,05** |
| | 1980-1991 | 0,68 | 0,34 | 0,35 | 0,27 | 0,41 |
| | 1980-2000 | 0,59 | -0,50 | 1,09 | -0,54 | 1,13 |
| | 1991-2000 | -0,09 | -0,96 | 0,87 | -0,81 | 0,72 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | -18,38 | -6,02 | -12,36 | -6,15 | -12,23 |
| | 1970-1991 | -16,64 | -5,36 | -11,28 | -5,13 | -11,51 |
| | **1970-2000** | **-16,92** | **-6,68** | **-10,24** | **-6,78** | **-10,14** |
| | 1980-1991 | 1,74 | 1,10 | 0,64 | 1,02 | 0,72 |
| | 1980-2000 | 1,46 | -0,57 | 2,04 | -0,63 | 2,09 |
| | 1991-2000 | -0,28 | -1,80 | 1,52 | -1,65 | 1,37 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | -17,50 | -6,93 | -10,57 | -7,08 | -10,43 |
| | 1970-1991 | -15,17 | -6,91 | -8,26 | -6,41 | -8,76 |
| | **1970-2000** | **-16,32** | **-7,79** | **-8,53** | **-8,15** | **-8,18** |
| | 1980-1991 | 2,33 | 0,80 | 1,53 | 0,67 | 1,67 |
| | 1980-2000 | 1,18 | -1,06 | 2,24 | -1,07 | 2,25 |
| | 1991-2000 | -1,15 | -2,10 | 0,95 | -1,74 | 0,59 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | -17,62 | -6,71 | -10,91 | -6,88 | -10,75 |
| | 1970-1991 | -16,02 | -6,75 | -9,27 | -6,33 | -9,69 |
| | **1970-2000** | **-15,33** | **-7,46** | **-7,87** | **-7,72** | **-7,62** |
| | 1980-1991 | 1,60 | 0,68 | 0,93 | 0,55 | 1,06 |
| | 1980-2000 | 2,29 | -0,81 | 3,10 | -0,84 | 3,13 |
| | 1991-2000 | 0,69 | -1,67 | 2,36 | -1,39 | 2,07 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc) e de extrema pobreza absoluta de R$37,75.
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.33-Decomposição Temporal da Proporção de Pobres ($P_0$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por Mesorregião, 1970-2000**

(continua)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | -35,68 | -41,26 | 5,58 | -41,38 | 5,70 |
| | 1970-1991 | -23,23 | -30,69 | 7,46 | -28,87 | 5,64 |
| | **1970-2000** | **-38,50** | **-47,00** | **8,50** | **-48,71** | **10,21** |
| | 1980-1991 | 12,45 | 13,08 | -0,63 | 12,51 | -0,06 |
| | 1980-2000 | -2,82 | -7,78 | 4,96 | -7,33 | 4,51 |
| | 1991-2000 | -15,27 | -21,09 | 5,83 | -19,84 | 4,57 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | -26,95 | -30,58 | 3,63 | -29,54 | 2,59 |
| | 1970-1991 | -11,65 | -20,05 | 8,40 | -19,81 | 8,15 |
| | **1970-2000** | **-24,86** | **-31,32** | **6,46** | **-32,61** | **7,75** |
| | 1980-1991 | 15,30 | 9,71 | 5,59 | 9,73 | 5,57 |
| | 1980-2000 | 2,09 | -4,09 | 6,19 | -3,07 | 5,17 |
| | 1991-2000 | -13,21 | -13,07 | -0,13 | -12,80 | -0,40 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | -22,36 | -25,04 | 2,68 | -24,02 | 1,66 |
| | 1970-1991 | -13,30 | -17,28 | 3,99 | -17,17 | 3,88 |
| | **1970-2000** | **-26,23** | **-30,13** | **3,90** | **-31,26** | **5,04** |
| | 1980-1991 | 9,07 | 7,03 | 2,03 | 6,85 | 2,22 |
| | 1980-2000 | -3,86 | -8,44 | 4,58 | -7,24 | 3,38 |
| | 1991-2000 | -12,93 | -14,02 | 1,09 | -14,09 | 1,16 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* podenrada pela escala da OCDE (rdpc_ocde) e linha de pobreza absoluta de R$75,50 .
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.33-Decomposição Temporal da Proporção de Pobres ($P_0$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por Mesorregião, 1970-2000**

(fim)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | -25,16 | -29,28 | 4,12 | -28,41 | 3,25 |
| | 1970-1991 | -14,91 | -21,98 | 7,07 | -21,54 | 6,63 |
| | **1970-2000** | **-29,44** | **-34,69** | **5,26** | **-36,01** | **6,58** |
| | 1980-1991 | 10,24 | 6,96 | 3,29 | 6,88 | 3,38 |
| | 1980-2000 | -4,28 | -8,55 | 4,28 | -7,60 | 3,33 |
| | 1991-2000 | -14,52 | -14,83 | 0,31 | -14,47 | -0,05 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | -36,34 | -31,04 | -5,30 | -30,87 | -5,47 |
| | 1970-1991 | -31,99 | -28,23 | -3,76 | -28,11 | -3,88 |
| | **1970-2000** | **-39,76** | **-36,08** | **-3,67** | **-36,37** | **-3,38** |
| | 1980-1991 | 4,35 | 2,58 | 1,77 | 2,77 | 1,59 |
| | 1980-2000 | -3,41 | -5,48 | 2,07 | -5,50 | 2,09 |
| | 1991-2000 | -7,76 | -8,57 | 0,81 | -8,26 | 0,50 |
| Central Mineira | 1970-1980 | -32,33 | -34,08 | 1,75 | -34,03 | 1,70 |
| | 1970-1991 | -19,08 | -25,50 | 6,42 | -24,42 | 5,34 |
| | **1970-2000** | **-35,30** | **-37,71** | **2,41** | **-38,84** | **3,54** |
| | 1980-1991 | 13,25 | 9,87 | 3,38 | 9,60 | 3,65 |
| | 1980-2000 | -2,97 | -5,14 | 2,17 | -4,82 | 1,85 |
| | 1991-2000 | -16,22 | -15,23 | -0,99 | -14,42 | -1,80 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | -27,39 | -20,95 | -6,44 | -21,28 | -6,11 |
| | 1970-1991 | -17,77 | -17,63 | -0,14 | -16,99 | -0,79 |
| | **1970-2000** | **-24,55** | **-22,87** | **-1,68** | **-23,18** | **-1,37** |
| | 1980-1991 | 9,62 | 4,47 | 5,15 | 4,30 | 5,32 |
| | 1980-2000 | 2,84 | -1,74 | 4,58 | -1,90 | 4,74 |
| | 1991-2000 | -6,78 | -6,67 | -0,11 | -6,20 | -0,58 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | -32,40 | -34,21 | 1,81 | -33,91 | 1,51 |
| | 1970-1991 | -23,34 | -27,64 | 4,30 | -26,93 | 3,59 |
| | **1970-2000** | **-38,85** | **-40,58** | **1,72** | **-41,59** | **2,73** |
| | 1980-1991 | 9,06 | 7,25 | 1,81 | 6,98 | 2,08 |
| | 1980-2000 | -6,45 | -8,24 | 1,79 | -7,67 | 1,22 |
| | 1991-2000 | -15,51 | -15,09 | -0,42 | -14,65 | -0,86 |
| Oeste de Minas | 1970-1980 | -37,80 | -35,43 | -2,37 | -35,22 | -2,58 |
| | 1970-1991 | -30,80 | -29,89 | -0,91 | -29,77 | -1,03 |
| | **1970-2000** | **-47,38** | **-43,48** | **-3,90** | **-43,81** | **-3,57** |
| | 1980-1991 | 7,00 | 5,54 | 1,46 | 5,45 | 1,55 |
| | 1980-2000 | -9,58 | -8,90 | -0,68 | -8,60 | -0,98 |
| | 1991-2000 | -16,58 | -14,07 | -2,50 | -14,04 | -2,53 |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | -33,10 | -31,53 | -1,57 | -31,09 | -2,01 |
| | 1970-1991 | -26,65 | -27,01 | 0,37 | -26,90 | 0,25 |
| | **1970-2000** | **-39,99** | **-37,75** | **-2,24** | **-38,30** | **-1,68** |
| | 1980-1991 | 6,45 | 4,13 | 2,32 | 4,19 | 2,26 |
| | 1980-2000 | -6,88 | -7,59 | 0,71 | -7,21 | 0,33 |
| | 1991-2000 | -13,34 | -11,58 | -1,76 | -11,41 | -1,94 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | -32,58 | -29,76 | -2,82 | -29,71 | -2,87 |
| | 1970-1991 | -20,55 | -21,78 | 1,22 | -20,88 | 0,32 |
| | **1970-2000** | **-36,87** | **-34,24** | **-2,63** | **-35,20** | **-1,68** |
| | 1980-1991 | 12,03 | 9,32 | 2,71 | 8,83 | 3,20 |
| | 1980-2000 | -4,29 | -6,03 | 1,73 | -5,49 | 1,19 |
| | 1991-2000 | -16,32 | -14,73 | -1,59 | -14,32 | -2,00 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | -29,52 | -28,58 | -0,95 | -28,40 | -1,13 |
| | 1970-1991 | -19,28 | -23,31 | 4,04 | -22,96 | 3,68 |
| | **1970-2000** | **-37,64** | **-36,64** | **-1,00** | **-37,18** | **-0,46** |
| | 1980-1991 | 10,25 | 5,61 | 4,64 | 5,44 | 4,81 |
| | 1980-2000 | -8,12 | -9,14 | 1,02 | -8,79 | 0,67 |
| | 1991-2000 | -18,37 | -14,41 | -3,96 | -14,23 | -4,15 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | -31,77 | -29,92 | -1,85 | -29,63 | -2,14 |
| | 1970-1991 | -23,12 | -24,99 | 1,87 | -24,68 | 1,56 |
| | **1970-2000** | **-35,59** | **-35,10** | **-0,48** | **-35,70** | **0,12** |
| | 1980-1991 | 8,65 | 4,98 | 3,67 | 4,95 | 3,70 |
| | 1980-2000 | -3,82 | -6,38 | 2,57 | -6,06 | 2,25 |
| | 1991-2000 | -12,46 | -11,29 | -1,17 | -11,01 | -1,45 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* podenrada pela escala da OCDE (rdpc_ocde) e linha de pobreza absoluta de R$75,50 .

NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.34-Decomposição Temporal da Proporção de Extremamente Pobres ($P_0$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por Mesorregião, 1970-2000**

(continua)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | -28,72 | -27,55 | -1,18 | -27,60 | -1,13 |
| | 1970-1991 | -22,78 | -22,65 | -0,13 | -21,70 | -1,09 |
| | **1970-2000** | **-26,27** | **-29,27** | **3,00** | **-30,17** | **3,90** |
| | 1980-1991 | 5,94 | 6,04 | -0,10 | 5,90 | 0,04 |
| | 1980-2000 | 2,46 | -2,66 | 5,12 | -2,57 | 5,03 |
| | 1991-2000 | -3,48 | -9,29 | 5,80 | -8,48 | 4,99 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | -28,99 | -24,82 | -4,17 | -24,27 | -4,73 |
| | 1970-1991 | -15,10 | -18,73 | 3,63 | -17,28 | 2,19 |
| | **1970-2000** | **-19,58** | **-23,61** | **4,03** | **-25,61** | **6,03** |
| | 1980-1991 | 13,90 | 7,25 | 6,65 | 6,98 | 6,92 |
| | 1980-2000 | 9,41 | -2,17 | 11,58 | -1,35 | 10,76 |
| | 1991-2000 | -4,49 | -9,51 | 5,02 | -8,33 | 3,84 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | -28,94 | -24,55 | -4,39 | -23,45 | -5,49 |
| | 1970-1991 | -16,86 | -17,91 | 1,05 | -17,05 | 0,19 |
| | **1970-2000** | **-24,40** | **-25,82** | **1,42** | **-27,79** | **3,39** |
| | 1980-1991 | 12,08 | 6,38 | 5,70 | 6,40 | 5,68 |
| | 1980-2000 | 4,54 | -5,42 | 9,96 | -4,34 | 8,88 |
| | 1991-2000 | -7,54 | -11,63 | 4,09 | -10,74 | 3,20 |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | -29,99 | -27,56 | -2,43 | -26,89 | -3,11 |
| | 1970-1991 | -19,23 | -22,16 | 2,93 | -20,96 | 1,73 |
| | **1970-2000** | **-27,38** | **-29,35** | **1,97** | **-31,23** | **3,85** |
| | 1980-1991 | 10,76 | 5,88 | 4,89 | 5,93 | 4,83 |
| | 1980-2000 | 2,61 | -4,96 | 7,57 | -4,34 | 6,95 |
| | 1991-2000 | -8,15 | -11,53 | 3,38 | -10,27 | 2,12 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | -25,42 | -13,84 | -11,57 | -14,06 | -11,35 |
| | 1970-1991 | -23,94 | -13,71 | -10,23 | -13,41 | -10,54 |
| | **1970-2000** | **-24,69** | **-15,16** | **-9,53** | **-15,25** | **-9,45** |
| | 1980-1991 | 1,47 | 0,67 | 0,80 | 0,66 | 0,82 |
| | 1980-2000 | 0,72 | -0,98 | 1,70 | -1,19 | 1,91 |
| | 1991-2000 | -0,75 | -2,13 | 1,38 | -1,84 | 1,09 |
| Central Mineira | 1970-1980 | -25,34 | -17,81 | -7,52 | -18,07 | -7,27 |
| | 1970-1991 | -18,99 | -15,71 | -3,28 | -14,56 | -4,43 |
| | **1970-2000** | **-23,58** | **-18,66** | **-4,92** | **-19,56** | **-4,02** |
| | 1980-1991 | 6,35 | 3,85 | 2,50 | 3,52 | 2,83 |
| | 1980-2000 | 1,75 | -1,56 | 3,32 | -1,49 | 3,24 |
| | 1991-2000 | -4,59 | -5,82 | 1,23 | -5,00 | 0,41 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | -19,51 | -8,94 | -10,57 | -9,48 | -10,03 |
| | 1970-1991 | -15,45 | -8,83 | -6,61 | -8,17 | -7,28 |
| | **1970-2000** | **-16,92** | **-10,19** | **-6,72** | **-10,32** | **-6,60** |
| | 1980-1991 | 4,06 | 1,52 | 2,54 | 1,31 | 2,76 |
| | 1980-2000 | 2,59 | -0,52 | 3,11 | -0,84 | 3,44 |
| | 1991-2000 | -1,47 | -2,60 | 1,13 | -2,15 | 0,68 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | -31,35 | -27,67 | -3,68 | -27,07 | -4,28 |
| | 1970-1991 | -23,75 | -23,21 | -0,54 | -22,25 | -1,50 |
| | **1970-2000** | **-31,64** | **-28,98** | **-2,67** | **-30,54** | **-1,11** |
| | 1980-1991 | 7,59 | 4,71 | 2,88 | 4,82 | 2,78 |
| | 1980-2000 | -0,30 | -3,97 | 3,68 | -3,47 | 3,18 |
| | 1991-2000 | -7,89 | -9,35 | 1,46 | -8,29 | 0,40 |
| Oeste de Minas | 1970-1980 | -30,25 | -19,98 | -10,27 | -19,66 | -10,59 |
| | 1970-1991 | -26,20 | -17,68 | -8,52 | -17,51 | -8,69 |
| | **1970-2000** | **-31,21** | **-21,08** | **-10,12** | **-21,57** | **-9,64** |
| | 1980-1991 | 4,05 | 1,99 | 2,06 | 2,15 | 1,90 |
| | 1980-2000 | -0,96 | -2,07 | 1,11 | -1,91 | 0,95 |
| | 1991-2000 | -5,01 | -4,38 | -0,62 | -4,06 | -0,95 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* podenrada pela escala da OCDE (rdpc_ocde) e de extrema pobreza absoluta de R$37,75.

NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.34-Decomposição Temporal da Proporção de Extremamente Pobres ($P_0$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por Mesorregião, 1970-2000**

(fim)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | -24,78 | -15,72 | -9,07 | -15,61 | -9,18 |
| | 1970-1991 | -21,64 | -14,69 | -6,94 | -14,18 | -7,46 |
| | **1970-2000** | **-25,26** | **-16,84** | **-8,42** | **-17,47** | **-7,79** |
| | 1980-1991 | 3,14 | 1,39 | 1,75 | 1,43 | 1,72 |
| | 1980-2000 | -0,48 | -1,94 | 1,46 | -1,87 | 1,39 |
| | 1991-2000 | -3,63 | -3,85 | 0,22 | -3,30 | -0,33 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | -27,84 | -17,69 | -10,14 | -17,63 | -10,20 |
| | 1970-1991 | -21,25 | -14,07 | -7,18 | -13,35 | -7,90 |
| | **1970-2000** | **-27,50** | **-18,74** | **-8,76** | **-19,52** | **-7,98** |
| | 1980-1991 | 6,58 | 4,39 | 2,19 | 4,28 | 2,30 |
| | 1980-2000 | 0,33 | -2,06 | 2,39 | -1,89 | 2,22 |
| | 1991-2000 | -6,25 | -6,77 | 0,52 | -6,17 | -0,09 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | -26,38 | -19,06 | -7,32 | -18,90 | -7,48 |
| | 1970-1991 | -19,25 | -16,78 | -2,47 | -16,07 | -3,18 |
| | **1970-2000** | **-27,55** | **-21,38** | **-6,17** | **-22,25** | **-5,31** |
| | 1980-1991 | 7,13 | 2,86 | 4,27 | 2,83 | 4,30 |
| | 1980-2000 | -1,17 | -3,53 | 2,36 | -3,34 | 2,17 |
| | 1991-2000 | -8,30 | -6,85 | -1,45 | -6,17 | -2,13 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | -26,42 | -18,45 | -7,97 | -18,42 | -8,00 |
| | 1970-1991 | -20,77 | -16,73 | -4,04 | -16,00 | -4,77 |
| | **1970-2000** | **-25,16** | **-19,94** | **-5,22** | **-20,70** | **-4,46** |
| | 1980-1991 | 5,65 | 2,43 | 3,21 | 2,42 | 3,23 |
| | 1980-2000 | 1,26 | -2,32 | 3,59 | -2,28 | 3,54 |
| | 1991-2000 | -4,39 | -5,41 | 1,03 | -4,70 | 0,32 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* podenrada pela escala da OCDE (rdpc_ocde) e de extrema pobreza absoluta de R$37,75.
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.35-Decomposição Temporal do Hiato de Pobreza ($P_1$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por Mesorregião, 1970-2000**

(continua)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | -26,06 | -23,60 | -2,46 | -23,73 | -2,33 |
| | 1970-1991 | -20,37 | -18,85 | -1,52 | -17,99 | -2,38 |
| | **1970-2000** | **-24,43** | **-26,06** | **1,63** | **-26,79** | **2,36** |
| | 1980-1991 | 5,69 | 6,06 | -0,37 | 5,74 | -0,04 |
| | 1980-2000 | 1,64 | -3,25 | 4,89 | -3,06 | 4,69 |
| | 1991-2000 | -4,05 | -9,33 | 5,27 | -8,80 | 4,74 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | -24,45 | -19,97 | -4,48 | -19,61 | -4,84 |
| | 1970-1991 | -14,02 | -14,91 | 0,88 | -14,00 | -0,03 |
| | **1970-2000** | **-17,08** | **-19,96** | **2,88** | **-21,23** | **4,15** |
| | 1980-1991 | 10,42 | 5,90 | 4,52 | 5,61 | 4,82 |
| | 1980-2000 | 7,36 | -2,28 | 9,64 | -1,62 | 8,99 |
| | 1991-2000 | -3,06 | -7,84 | 4,78 | -7,23 | 4,17 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | -24,01 | -18,78 | -5,23 | -18,25 | -5,76 |
| | 1970-1991 | -15,85 | -13,99 | -1,86 | -13,41 | -2,45 |
| | **1970-2000** | **-20,75** | **-21,03** | **0,27** | **-22,14** | **1,39** |
| | 1980-1991 | 8,16 | 4,98 | 3,17 | 4,85 | 3,31 |
| | 1980-2000 | 3,26 | -4,55 | 7,81 | -3,89 | 7,14 |
| | 1991-2000 | -4,90 | -9,18 | 4,28 | -8,73 | 3,83 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* podenrada pela escala da OCDE (rdpc_ocde) e linha de pobreza absoluta de R$75,50 .
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.35-Decomposição Temporal do Hiato de Pobreza ($P_1$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por Mesorregião, 1970-2000**

(fim)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | -24,96 | -21,32 | -3,64 | -20,98 | -3,98 |
| | 1970-1991 | -17,52 | -17,36 | -0,16 | -16,57 | -0,95 |
| | **1970-2000** | **-23,49** | **-23,79** | **0,30** | **-24,92** | **1,43** |
| | 1980-1991 | 7,43 | 4,59 | 2,84 | 4,41 | 3,03 |
| | 1980-2000 | 1,46 | -4,47 | 5,93 | -3,95 | 5,41 |
| | 1991-2000 | -5,97 | -8,96 | 2,98 | -8,35 | 2,38 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | -24,67 | -14,20 | -10,47 | -14,28 | -10,39 |
| | 1970-1991 | -22,90 | -13,43 | -9,48 | -13,34 | -9,56 |
| | **1970-2000** | **-24,62** | **-16,06** | **-8,56** | **-16,07** | **-8,56** |
| | 1980-1991 | 1,77 | 0,93 | 0,84 | 0,94 | 0,83 |
| | 1980-2000 | 0,05 | -1,70 | 1,75 | -1,79 | 1,84 |
| | 1991-2000 | -1,71 | -2,82 | 1,10 | -2,73 | 1,01 |
| Central Mineira | 1970-1980 | -23,91 | -16,93 | -6,98 | -17,02 | -6,90 |
| | 1970-1991 | -17,81 | -13,87 | -3,94 | -13,11 | -4,71 |
| | **1970-2000** | **-23,19** | **-18,15** | **-5,04** | **-18,83** | **-4,36** |
| | 1980-1991 | 6,10 | 4,16 | 1,94 | 3,91 | 2,19 |
| | 1980-2000 | 0,72 | -1,97 | 2,70 | -1,81 | 2,54 |
| | 1991-2000 | -5,38 | -6,24 | 0,86 | -5,72 | 0,35 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | -19,04 | -9,21 | -9,84 | -9,61 | -9,44 |
| | 1970-1991 | -14,86 | -8,54 | -6,32 | -8,06 | -6,80 |
| | **1970-2000** | **-16,43** | **-10,37** | **-6,06** | **-10,45** | **-5,99** |
| | 1980-1991 | 4,18 | 1,76 | 2,42 | 1,55 | 2,64 |
| | 1980-2000 | 2,62 | -0,64 | 3,26 | -0,83 | 3,45 |
| | 1991-2000 | -1,57 | -2,65 | 1,08 | -2,38 | 0,82 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | -27,66 | -22,63 | -5,02 | -22,40 | -5,25 |
| | 1970-1991 | -21,89 | -19,11 | -2,78 | -18,42 | -3,47 |
| | **1970-2000** | **-28,20** | **-24,98** | **-3,21** | **-25,90** | **-2,29** |
| | 1980-1991 | 5,77 | 4,15 | 1,61 | 3,98 | 1,78 |
| | 1980-2000 | -0,54 | -3,91 | 3,37 | -3,51 | 2,97 |
| | 1991-2000 | -6,31 | -8,00 | 1,70 | -7,48 | 1,18 |
| Oeste de Minas | 1970-1980 | -27,84 | -18,48 | -9,36 | -18,31 | -9,53 |
| | 1970-1991 | -24,26 | -16,21 | -8,05 | -16,01 | -8,26 |
| | **1970-2000** | **-30,08** | **-20,74** | **-9,34** | **-21,12** | **-8,96** |
| | 1980-1991 | 3,58 | 2,32 | 1,26 | 2,31 | 1,28 |
| | 1980-2000 | -2,24 | -2,99 | 0,76 | -2,81 | 0,57 |
| | 1991-2000 | -5,82 | -5,30 | -0,51 | -5,11 | -0,70 |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | -23,48 | -15,28 | -8,19 | -15,21 | -8,26 |
| | 1970-1991 | -20,47 | -13,89 | -6,58 | -13,56 | -6,91 |
| | **1970-2000** | **-24,88** | **-17,26** | **-7,62** | **-17,66** | **-7,22** |
| | 1980-1991 | 3,00 | 1,70 | 1,31 | 1,65 | 1,35 |
| | 1980-2000 | -1,41 | -2,56 | 1,15 | -2,45 | 1,04 |
| | 1991-2000 | -4,41 | -4,38 | -0,02 | -4,10 | -0,31 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | -25,36 | -15,95 | -9,41 | -16,01 | -9,35 |
| | 1970-1991 | -19,36 | -12,52 | -6,84 | -11,92 | -7,44 |
| | **1970-2000** | **-25,37** | **-17,46** | **-7,91** | **-18,00** | **-7,37** |
| | 1980-1991 | 6,00 | 4,29 | 1,71 | 4,09 | 1,91 |
| | 1980-2000 | -0,01 | -2,14 | 2,13 | -2,00 | 1,99 |
| | 1991-2000 | -6,01 | -6,48 | 0,47 | -6,08 | 0,07 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | -23,63 | -16,47 | -7,16 | -16,45 | -7,18 |
| | 1970-1991 | -17,67 | -14,39 | -3,28 | -13,80 | -3,87 |
| | **1970-2000** | **-25,42** | **-19,39** | **-6,03** | **-20,00** | **-5,42** |
| | 1980-1991 | 5,95 | 2,78 | 3,17 | 2,65 | 3,30 |
| | 1980-2000 | -1,79 | -3,69 | 1,90 | -3,55 | 1,75 |
| | 1991-2000 | -7,74 | -6,66 | -1,09 | -6,20 | -1,55 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | -24,20 | -16,53 | -7,68 | -16,48 | -7,73 |
| | 1970-1991 | -19,44 | -14,72 | -4,73 | -14,21 | -5,24 |
| | **1970-2000** | **-23,63** | **-18,36** | **-5,27** | **-18,92** | **-4,71** |
| | 1980-1991 | 4,76 | 2,39 | 2,37 | 2,28 | 2,49 |
| | 1980-2000 | 0,58 | -2,60 | 3,18 | -2,44 | 3,02 |
| | 1991-2000 | -4,19 | -5,12 | 0,93 | -4,72 | 0,53 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* podenrada pela escala da OCDE (rdpc_ocde) e linha de pobreza absoluta de R$75,50 .

NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.36-Decomposição Temporal do Hiato de Extrema Pobreza ($P_1$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por Mesorregião, 1970-2000**

(continua)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | -18,66 | -10,84 | -7,82 | -10,98 | -7,68 |
| | 1970-1991 | -17,26 | -9,46 | -7,80 | -9,16 | -8,10 |
| | **1970-2000** | **-15,23** | **-11,74** | **-3,49** | **-11,90** | **-3,34** |
| | 1980-1991 | 1,40 | 1,90 | -0,50 | 1,82 | -0,42 |
| | 1980-2000 | 3,43 | -0,85 | 4,28 | -0,91 | 4,34 |
| | 1991-2000 | 2,02 | -2,95 | 4,97 | -2,73 | 4,76 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | -20,24 | -10,55 | -9,68 | -10,83 | -9,40 |
| | 1970-1991 | -14,90 | -9,29 | -5,61 | -8,41 | -6,49 |
| | **1970-2000** | **-11,32** | **-11,09** | **-0,23** | **-11,69** | **0,37** |
| | 1980-1991 | 5,34 | 2,69 | 2,64 | 2,42 | 2,91 |
| | 1980-2000 | 8,91 | -0,86 | 9,77 | -0,87 | 9,78 |
| | 1991-2000 | 3,57 | -3,89 | 7,47 | -3,28 | 6,86 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | -21,96 | -11,27 | -10,69 | -11,29 | -10,67 |
| | 1970-1991 | -16,70 | -9,45 | -7,25 | -8,78 | -7,92 |
| | **1970-2000** | **-15,20** | **-12,53** | **-2,66** | **-13,18** | **-2,01** |
| | 1980-1991 | 5,26 | 2,66 | 2,60 | 2,52 | 2,74 |
| | 1980-2000 | 6,76 | -2,01 | 8,77 | -1,89 | 8,65 |
| | 1991-2000 | 1,50 | -4,94 | 6,44 | -4,41 | 5,91 |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | -21,94 | -12,85 | -9,09 | -12,98 | -8,96 |
| | 1970-1991 | -18,06 | -11,65 | -6,41 | -10,89 | -7,17 |
| | **1970-2000** | **-17,76** | **-14,15** | **-3,61** | **-14,78** | **-2,98** |
| | 1980-1991 | 3,88 | 2,28 | 1,60 | 2,10 | 1,79 |
| | 1980-2000 | 4,18 | -1,85 | 6,03 | -1,80 | 5,98 |
| | 1991-2000 | 0,30 | -4,47 | 4,76 | -3,89 | 4,19 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | -17,52 | -4,79 | -12,73 | -4,99 | -12,53 |
| | 1970-1991 | -17,30 | -5,05 | -12,25 | -4,90 | -12,40 |
| | **1970-2000** | **-16,39** | **-5,41** | **-10,98** | **-5,37** | **-11,03** |
| | 1980-1991 | 0,22 | 0,18 | 0,04 | 0,09 | 0,13 |
| | 1980-2000 | 1,13 | -0,28 | 1,40 | -0,39 | 1,51 |
| | 1991-2000 | 0,91 | -0,54 | 1,44 | -0,48 | 1,38 |
| Central Mineira | 1970-1980 | -18,03 | -6,24 | -11,79 | -6,48 | -11,55 |
| | 1970-1991 | -16,13 | -5,97 | -10,16 | -5,53 | -10,60 |
| | **1970-2000** | **-16,23** | **-6,79** | **-9,43** | **-6,99** | **-9,23** |
| | 1980-1991 | 1,90 | 1,09 | 0,81 | 0,94 | 0,96 |
| | 1980-2000 | 1,80 | -0,43 | 2,23 | -0,52 | 2,32 |
| | 1991-2000 | -0,09 | -1,75 | 1,65 | -1,46 | 1,36 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | -14,14 | -3,17 | -10,97 | -3,50 | -10,65 |
| | 1970-1991 | -12,95 | -3,50 | -9,44 | -3,18 | -9,77 |
| | **1970-2000** | **-11,82** | **-3,79** | **-8,02** | **-3,79** | **-8,02** |
| | 1980-1991 | 1,19 | 0,49 | 0,71 | 0,32 | 0,88 |
| | 1980-2000 | 2,32 | -0,14 | 2,47 | -0,30 | 2,63 |
| | 1991-2000 | 1,13 | -0,77 | 1,90 | -0,62 | 1,75 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | -22,49 | -12,67 | -9,82 | -12,69 | -9,80 |
| | 1970-1991 | -19,89 | -11,67 | -8,22 | -11,04 | -8,85 |
| | **1970-2000** | **-20,23** | **-13,30** | **-6,93** | **-13,91** | **-6,32** |
| | 1980-1991 | 2,60 | 1,80 | 0,81 | 1,66 | 0,95 |
| | 1980-2000 | 2,26 | -1,34 | 3,60 | -1,22 | 3,48 |
| | 1991-2000 | -0,34 | -3,36 | 3,02 | -2,87 | 2,53 |
| Oeste de Minas | 1970-1980 | -20,34 | -7,49 | -12,84 | -7,49 | -12,85 |
| | 1970-1991 | -19,09 | -7,21 | -11,88 | -6,94 | -12,15 |
| | **1970-2000** | **-19,75** | **-7,71** | **-12,04** | **-7,98** | **-11,77** |
| | 1980-1991 | 1,25 | 0,59 | 0,66 | 0,55 | 0,70 |
| | 1980-2000 | 0,59 | -0,53 | 1,12 | -0,49 | 1,08 |
| | 1991-2000 | -0,66 | -1,28 | 0,61 | -1,05 | 0,38 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* podenrada pela escala da OCDE (rdpc_ocde) e de extrema pobreza absoluta de R$37,75.

NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.36-Decomposição Temporal do Hiato de Extrema Pobreza ($P_1$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por Mesorregião, 1970-2000**

(fim)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | -16,88 | -5,55 | -11,33 | -5,68 | -11,20 |
| | 1970-1991 | -16,05 | -5,64 | -10,41 | -5,35 | -10,70 |
| | **1970-2000** | **-16,26** | **-6,02** | **-10,23** | **-6,18** | **-10,07** |
| | 1980-1991 | 0,83 | 0,41 | 0,42 | 0,32 | 0,51 |
| | 1980-2000 | 0,62 | -0,47 | 1,09 | -0,51 | 1,13 |
| | 1991-2000 | -0,21 | -1,03 | 0,83 | -0,83 | 0,63 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | -19,27 | -6,78 | -12,49 | -6,92 | -12,35 |
| | 1970-1991 | -17,20 | -5,98 | -11,22 | -5,68 | -11,52 |
| | **1970-2000** | **-17,75** | **-7,31** | **-10,44** | **-7,47** | **-10,28** |
| | 1980-1991 | 2,07 | 1,32 | 0,75 | 1,24 | 0,83 |
| | 1980-2000 | 1,52 | -0,49 | 2,01 | -0,55 | 2,07 |
| | 1991-2000 | -0,55 | -2,00 | 1,45 | -1,79 | 1,24 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | -18,44 | -7,85 | -10,58 | -8,00 | -10,43 |
| | 1970-1991 | -15,66 | -7,68 | -7,98 | -7,11 | -8,56 |
| | **1970-2000** | **-17,25** | **-8,60** | **-8,65** | **-9,03** | **-8,22** |
| | 1980-1991 | 2,77 | 1,04 | 1,73 | 0,89 | 1,88 |
| | 1980-2000 | 1,18 | -1,03 | 2,21 | -1,03 | 2,21 |
| | 1991-2000 | -1,59 | -2,35 | 0,76 | -1,92 | 0,33 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | -18,45 | -7,57 | -10,88 | -7,75 | -10,70 |
| | 1970-1991 | -16,52 | -7,54 | -8,97 | -7,04 | -9,48 |
| | **1970-2000** | **-16,09** | **-8,21** | **-7,88** | **-8,54** | **-7,56** |
| | 1980-1991 | 1,93 | 0,86 | 1,07 | 0,71 | 1,23 |
| | 1980-2000 | 2,36 | -0,77 | 3,12 | -0,79 | 3,15 |
| | 1991-2000 | 0,43 | -1,84 | 2,27 | -1,50 | 1,92 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* podenrada pela escala da OCDE (rdpc_ocde) e de extrema pobreza absoluta de R$37,75.
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.37-Decomposição Temporal da Severidade da Pobreza ($P_2$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por Mesorregião, 1970-2000**

(continua)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | -21,33 | -15,38 | -5,95 | -15,53 | -5,81 |
| | 1970-1991 | -18,33 | -12,76 | -5,57 | -12,26 | -6,07 |
| | **1970-2000** | **-18,54** | **-16,86** | **-1,68** | **-17,21** | **-1,33** |
| | 1980-1991 | 3,00 | 3,45 | -0,44 | 3,27 | -0,26 |
| | 1980-2000 | 2,79 | -1,72 | 4,51 | -1,68 | 4,48 |
| | 1991-2000 | -0,21 | -5,26 | 5,05 | -4,95 | 4,74 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | -21,59 | -13,85 | -7,74 | -13,85 | -7,74 |
| | 1970-1991 | -14,46 | -11,15 | -3,31 | -10,28 | -4,18 |
| | **1970-2000** | **-13,29** | **-14,11** | **0,82** | **-14,98** | **1,69** |
| | 1980-1991 | 7,13 | 3,85 | 3,28 | 3,57 | 3,56 |
| | 1980-2000 | 8,30 | -1,40 | 9,71 | -1,12 | 9,43 |
| | 1991-2000 | 1,17 | -5,28 | 6,45 | -4,69 | 5,87 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | -22,43 | -13,81 | -8,62 | -13,60 | -8,83 |
| | 1970-1991 | -16,27 | -10,87 | -5,40 | -10,28 | -5,99 |
| | **1970-2000** | **-17,08** | **-15,41** | **-1,67** | **-16,22** | **-0,87** |
| | 1980-1991 | 6,17 | 3,46 | 2,71 | 3,33 | 2,84 |
| | 1980-2000 | 5,35 | -2,96 | 8,31 | -2,62 | 7,97 |
| | 1991-2000 | -0,81 | -6,40 | 5,59 | -5,94 | 5,13 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* podenrada pela escala da OCDE (rdpc_ocde) e linha de pobreza absoluta de R$75,50 .
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.37-Decomposição Temporal da Severidade da Pobreza ($P_2$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por Mesorregião, 1970-2000**

(fim)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | -22,81 | -15,68 | -7,13 | -15,62 | -7,20 |
| | 1970-1991 | -17,66 | -13,43 | -4,22 | -12,70 | -4,96 |
| | **1970-2000** | **-19,69** | **-17,38** | **-2,30** | **-18,18** | **-1,50** |
| | 1980-1991 | 5,16 | 3,10 | 2,06 | 2,92 | 2,24 |
| | 1980-2000 | 3,13 | -2,81 | 5,94 | -2,57 | 5,70 |
| | 1991-2000 | -2,03 | -6,04 | 4,01 | -5,49 | 3,46 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | -20,03 | -8,16 | -11,87 | -8,30 | -11,74 |
| | 1970-1991 | -19,23 | -8,01 | -11,22 | -7,90 | -11,33 |
| | **1970-2000** | **-19,26** | **-9,17** | **-10,08** | **-9,15** | **-10,10** |
| | 1980-1991 | 0,80 | 0,44 | 0,36 | 0,40 | 0,40 |
| | 1980-2000 | 0,78 | -0,76 | 1,54 | -0,86 | 1,63 |
| | 1991-2000 | -0,02 | -1,33 | 1,30 | -1,26 | 1,23 |
| Central Mineira | 1970-1980 | -20,13 | -10,11 | -10,02 | -10,28 | -9,85 |
| | 1970-1991 | -16,70 | -8,81 | -7,88 | -8,26 | -8,43 |
| | **1970-2000** | **-18,68** | **-10,86** | **-7,82** | **-11,24** | **-7,44** |
| | 1980-1991 | 3,43 | 2,21 | 1,22 | 2,02 | 1,42 |
| | 1980-2000 | 1,45 | -0,99 | 2,44 | -0,96 | 2,41 |
| | 1991-2000 | -1,98 | -3,33 | 1,35 | -2,98 | 1,00 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | -15,84 | -5,29 | -10,55 | -5,64 | -10,21 |
| | 1970-1991 | -13,56 | -5,25 | -8,31 | -4,88 | -8,68 |
| | **1970-2000** | **-13,41** | **-6,10** | **-7,31** | **-6,13** | **-7,28** |
| | 1980-1991 | 2,29 | 0,94 | 1,35 | 0,76 | 1,53 |
| | 1980-2000 | 2,44 | -0,32 | 2,76 | -0,49 | 2,93 |
| | 1991-2000 | 0,15 | -1,44 | 1,59 | -1,25 | 1,40 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | -24,17 | -16,05 | -8,12 | -15,96 | -8,21 |
| | 1970-1991 | -20,44 | -14,09 | -6,35 | -13,48 | -6,97 |
| | **1970-2000** | **-22,92** | **-17,29** | **-5,63** | **-18,00** | **-4,92** |
| | 1980-1991 | 3,73 | 2,63 | 1,09 | 2,48 | 1,25 |
| | 1980-2000 | 1,25 | -2,29 | 3,54 | -2,05 | 3,29 |
| | 1991-2000 | -2,48 | -4,99 | 2,51 | -4,53 | 2,05 |
| Oeste de Minas | 1970-1998 | -22,97 | -11,43 | -11,53 | -11,36 | -11,61 |
| | 1970-1991 | -20,87 | -10,39 | -10,48 | -10,17 | -10,70 |
| | **1970-2000** | **-23,36** | **-12,36** | **-11,00** | **-12,66** | **-10,70** |
| | 1980-1991 | 2,10 | 1,21 | 0,89 | 1,19 | 0,91 |
| | 1980-2000 | -0,39 | -1,40 | 1,01 | -1,30 | 0,91 |
| | 1991-2000 | -2,49 | -2,68 | 0,19 | -2,49 | 0,00 |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | -19,23 | -9,05 | -10,18 | -9,09 | -10,15 |
| | 1970-1991 | -17,59 | -8,58 | -9,02 | -8,29 | -9,31 |
| | **1970-2000** | **-19,30** | **-10,01** | **-9,30** | **-10,27** | **-9,04** |
| | 1980-1991 | 1,64 | 0,87 | 0,77 | 0,80 | 0,83 |
| | 1980-2000 | -0,07 | -1,21 | 1,13 | -1,18 | 1,10 |
| | 1991-2000 | -1,71 | -2,21 | 0,50 | -1,98 | 0,27 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | -21,38 | -10,03 | -11,34 | -10,13 | -11,25 |
| | 1970-1991 | -17,87 | -8,27 | -9,60 | -7,87 | -10,00 |
| | **1970-2000** | **-20,38** | **-10,89** | **-9,50** | **-11,19** | **-9,19** |
| | 1980-1991 | 3,50 | 2,40 | 1,10 | 2,26 | 1,24 |
| | 1980-2000 | 0,99 | -1,10 | 2,10 | -1,06 | 2,05 |
| | 1991-2000 | -2,51 | -3,59 | 1,07 | -3,33 | 0,81 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | -20,17 | -10,86 | -9,31 | -10,93 | -9,25 |
| | 1970-1991 | -16,27 | -9,97 | -6,31 | -9,41 | -6,87 |
| | **1970-2000** | **-20,07** | **-12,37** | **-7,70** | **-12,86** | **-7,21** |
| | 1980-1991 | 3,90 | 1,66 | 2,24 | 1,52 | 2,38 |
| | 1980-2000 | 0,11 | -2,00 | 2,11 | -1,93 | 2,04 |
| | 1991-2000 | -3,80 | -3,87 | 0,08 | -3,45 | -0,34 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | -20,42 | -10,71 | -9,71 | -10,78 | -9,64 |
| | 1970-1991 | -17,47 | -9,99 | -7,47 | -9,51 | -7,96 |
| | **1970-2000** | **-18,70** | **-11,73** | **-6,97** | **-12,15** | **-6,55** |
| | 1980-1991 | 2,95 | 1,40 | 1,55 | 1,27 | 1,68 |
| | 1980-2000 | 1,72 | -1,43 | 3,15 | -1,37 | 3,09 |
| | 1991-2000 | -1,23 | -2,99 | 1,76 | -2,64 | 1,41 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* podenrada pela escala da OCDE (rdpc_ocde) e linha de pobreza absoluta de R$75,50 .

NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.38-Decomposição Temporal da Severidade da Extrema Pobreza ($P_2$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por Mesorregião, 1970-2000**

(continua)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | -15,60 | -5,70 | -9,90 | -5,85 | -9,75 |
| | 1970-1991 | -15,34 | -5,14 | -10,20 | -5,03 | -10,31 |
| | **1970-2000** | **-12,02** | **-6,38** | **-5,64** | **-6,34** | **-5,68** |
| | 1980-1991 | 0,26 | 0,86 | -0,60 | 0,82 | -0,56 |
| | 1980-2000 | 3,58 | -0,39 | 3,96 | -0,49 | 4,07 |
| | 1991-2000 | 3,32 | -1,37 | 4,69 | -1,31 | 4,63 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | -16,88 | -5,81 | -11,07 | -6,19 | -10,69 |
| | 1970-1991 | -14,33 | -5,63 | -8,70 | -5,06 | -9,27 |
| | **1970-2000** | **-8,45** | **-6,60** | **-1,85** | **-6,79** | **-1,66** |
| | 1980-1991 | 2,55 | 1,35 | 1,20 | 1,13 | 1,42 |
| | 1980-2000 | 8,43 | -0,44 | 8,87 | -0,60 | 9,03 |
| | 1991-2000 | 5,88 | -2,08 | 7,96 | -1,73 | 7,61 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | -18,68 | -6,44 | -12,23 | -6,67 | -12,00 |
| | 1970-1991 | -15,98 | -5,88 | -10,11 | -5,42 | -10,57 |
| | **1970-2000** | **-11,81** | **-7,57** | **-4,23** | **-7,80** | **-4,01** |
| | 1980-1991 | 2,69 | 1,38 | 1,31 | 1,26 | 1,44 |
| | 1980-2000 | 6,87 | -1,02 | 7,89 | -1,13 | 8,00 |
| | 1991-2000 | 4,18 | -2,72 | 6,89 | -2,38 | 6,56 |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | -18,55 | -7,50 | -11,05 | -7,78 | -10,78 |
| | 1970-1991 | -16,75 | -7,26 | -9,50 | -6,79 | -9,97 |
| | **1970-2000** | **-14,24** | **-8,63** | **-5,61** | **-8,83** | **-5,42** |
| | 1980-1991 | 1,79 | 1,15 | 0,64 | 0,99 | 0,81 |
| | 1980-2000 | 4,31 | -0,94 | 5,25 | -1,05 | 5,36 |
| | 1991-2000 | 2,52 | -2,34 | 4,86 | -2,04 | 4,56 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | -15,11 | -2,35 | -12,76 | -2,48 | -12,63 |
| | 1970-1991 | -15,14 | -2,56 | -12,58 | -2,48 | -12,67 |
| | **1970-2000** | **-13,90** | **-2,71** | **-11,19** | **-2,67** | **-11,24** |
| | 1980-1991 | -0,03 | 0,07 | -0,10 | 0,01 | -0,03 |
| | 1980-2000 | 1,21 | -0,12 | 1,33 | -0,19 | 1,40 |
| | 1991-2000 | 1,24 | -0,21 | 1,45 | -0,19 | 1,43 |
| Central Mineira | 1970-1980 | -15,77 | -3,05 | -12,72 | -3,25 | -12,52 |
| | 1970-1991 | -14,96 | -3,10 | -11,86 | -2,89 | -12,07 |
| | **1970-2000** | **-13,99** | **-3,51** | **-10,48** | **-3,52** | **-10,47** |
| | 1980-1991 | 0,81 | 0,45 | 0,36 | 0,36 | 0,45 |
| | 1980-2000 | 1,78 | -0,17 | 1,95 | -0,28 | 2,06 |
| | 1991-2000 | 0,97 | -0,75 | 1,73 | -0,63 | 1,61 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | -12,46 | -1,62 | -10,85 | -1,81 | -10,66 |
| | 1970-1991 | -11,96 | -1,88 | -10,08 | -1,70 | -10,26 |
| | **1970-2000** | **-10,21** | **-1,97** | **-8,24** | **-1,96** | **-8,25** |
| | 1980-1991 | 0,50 | 0,22 | 0,29 | 0,12 | 0,39 |
| | 1980-2000 | 2,25 | -0,06 | 2,31 | -0,15 | 2,40 |
| | 1991-2000 | 1,75 | -0,34 | 2,09 | -0,26 | 2,01 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | -19,06 | -7,32 | -11,74 | -7,45 | -11,61 |
| | 1970-1991 | -17,98 | -7,14 | -10,84 | -6,71 | -11,27 |
| | **1970-2000** | **-16,20** | **-7,76** | **-8,45** | **-8,06** | **-8,15** |
| | 1980-1991 | 1,08 | 0,89 | 0,20 | 0,74 | 0,34 |
| | 1980-2000 | 2,86 | -0,62 | 3,47 | -0,61 | 3,46 |
| | 1991-2000 | 1,77 | -1,63 | 3,40 | -1,35 | 3,12 |
| Oeste de Minas | 1970-1998 | -17,10 | -3,87 | -13,22 | -3,94 | -13,16 |
| | 1970-1991 | -16,55 | -3,93 | -12,63 | -3,75 | -12,81 |
| | **1970-2000** | **-16,21** | **-4,03** | **-12,18** | **-4,15** | **-12,06** |
| | 1980-1991 | 0,54 | 0,25 | 0,29 | 0,19 | 0,35 |
| | 1980-2000 | 0,89 | -0,21 | 1,10 | -0,22 | 1,10 |
| | 1991-2000 | 0,34 | -0,53 | 0,88 | -0,41 | 0,76 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* podenrada pela escala da OCDE (rdpc_ocde) e de extrema pobreza absoluta de R$37,75.

NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.38-Decomposição Temporal da Severidade da Extrema Pobreza ($P_2$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por Mesorregião, 1970-2000**

(fim)

| Mesorregião | Período | ΔP | Bilateral | | Multilateral | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $C_G$ | $C_R$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | -14,45 | -2,73 | -11,71 | -2,85 | -11,60 |
| | 1970-1991 | -14,17 | -2,93 | -11,25 | -2,76 | -11,42 |
| | **1970-2000** | **-13,61** | **-3,02** | **-10,59** | **-3,07** | **-10,54** |
| | 1980-1991 | 0,27 | 0,17 | 0,11 | 0,09 | 0,18 |
| | 1980-2000 | 0,83 | -0,18 | 1,01 | -0,22 | 1,06 |
| | 1991-2000 | 0,56 | -0,41 | 0,97 | -0,32 | 0,88 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | -16,29 | -3,53 | -12,76 | -3,65 | -12,64 |
| | 1970-1991 | -15,38 | -3,29 | -12,09 | -3,15 | -12,23 |
| | **1970-2000** | **-14,58** | **-3,88** | **-10,70** | **-3,91** | **-10,68** |
| | 1980-1991 | 0,91 | 0,57 | 0,35 | 0,51 | 0,41 |
| | 1980-2000 | 1,71 | -0,20 | 1,91 | -0,26 | 1,97 |
| | 1991-2000 | 0,80 | -0,84 | 1,64 | -0,76 | 1,56 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | -15,54 | -4,28 | -11,27 | -4,44 | -11,11 |
| | 1970-1991 | -14,08 | -4,47 | -9,61 | -4,07 | -10,01 |
| | **1970-2000** | **-13,82** | **-4,68** | **-9,14** | **-4,92** | **-8,90** |
| | 1980-1991 | 1,46 | 0,51 | 0,96 | 0,37 | 1,10 |
| | 1980-2000 | 1,72 | -0,46 | 2,18 | -0,48 | 2,21 |
| | 1991-2000 | 0,26 | -1,12 | 1,38 | -0,86 | 1,11 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | -15,69 | -4,10 | -11,59 | -4,30 | -11,40 |
| | 1970-1991 | -14,83 | -4,35 | -10,48 | -4,02 | -10,81 |
| | **1970-2000** | **-13,14** | **-4,57** | **-8,58** | **-4,71** | **-8,44** |
| | 1980-1991 | 0,86 | 0,41 | 0,46 | 0,28 | 0,59 |
| | 1980-2000 | 2,55 | -0,35 | 2,90 | -0,41 | 2,96 |
| | 1991-2000 | 1,68 | -0,89 | 2,58 | -0,69 | 2,38 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* podenrada pela escala da OCDE (rdpc_ocde) e de extrema pobreza absoluta de R$37,75.

NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTA III: ΔP= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =contribuição do fator crescimento e $C_R$=contribuição do fator redistribuição.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.39-Índice de Crescimento Pró-pobre da Proporção de Extremamente Pobres ($P_0$) para a renda domiciliar *per capita*, por mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | Período | *g* | $\eta$ | $\eta_G$ | $\eta_R$ | $\phi$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | 1,05 | -1,65 | -1,48 | -0,17 | 1,11 |
| | 1980-1991 | -0,28 | 2,34 | 2,03 | 0,31 | 0,87 |
| | 1991-2000 | 0,53 | -0,74 | -1,10 | 0,36 | 0,67 |
| | 1970-2000 | 1,30 | 4,42 | 5,17 | -0,75 | 0,86 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | 0,73 | -1,53 | -1,30 | -0,23 | 1,17 |
| | 1980-1991 | -0,19 | 4,13 | 2,18 | 1,95 | 0,53 |
| | 1991-2000 | 0,32 | -0,42 | -0,59 | 0,16 | 0,72 |
| | 1970-2000 | 1,51 | 2,92 | 4,09 | -1,17 | 0,71 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | 0,63 | -1,27 | -1,09 | -0,17 | 1,16 |
| | 1980-1991 | -0,15 | 1,56 | 0,89 | 0,67 | 0,57 |
| | 1991-2000 | 0,34 | -0,37 | -0,46 | 0,10 | 0,79 |
| | 1970-2000 | 0,83 | 4,08 | 4,92 | -0,84 | 0,83 |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | 0,79 | -1,13 | -1,01 | -0,12 | 1,12 |
| | 1980-1991 | -0,14 | 1,61 | 0,87 | 0,74 | 0,54 |
| | 1991-2000 | 0,36 | -0,41 | -0,46 | 0,04 | 0,90 |
| | 1970-2000 | 1,00 | 5,25 | 6,12 | -0,86 | 0,86 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | 0,90 | -2,42 | -1,42 | -1,00 | 1,71 |
| | 1980-1991 | -0,08 | 1,65 | 0,89 | 0,76 | 0,54 |
| | 1991-2000 | 0,35 | -0,66 | -0,77 | 0,12 | 0,85 |
| | 1970-2000 | 1,17 | 27,38 | 20,69 | 6,69 | 1,32 |
| Central Mineira | 1970-1980 | 0,86 | -2,22 | -1,60 | -0,62 | 1,39 |
| | 1980-1991 | -0,22 | 3,64 | 2,14 | 1,51 | 0,59 |
| | 1991-2000 | 0,41 | -0,94 | -0,93 | 0,00 | 1,00 |
| | 1970-2000 | 1,05 | 6,62 | 6,08 | 0,54 | 1,09 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | 0,76 | -2,86 | -1,51 | -1,35 | 1,90 |
| | 1980-1991 | -0,16 | 7,07 | 2,53 | 4,54 | 0,36 |
| | 1991-2000 | 0,27 | -0,43 | -0,43 | 0,00 | 0,99 |
| | 1970-2000 | 0,88 | 8,30 | 6,54 | 1,76 | 1,27 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | 0,97 | -1,24 | -1,05 | -0,19 | 1,18 |
| | 1980-1991 | -0,17 | 1,51 | 0,98 | 0,54 | 0,64 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -0,58 | -0,58 | -0,01 | 1,01 |
| | 1970-2000 | 1,23 | 6,80 | 6,66 | 0,14 | 1,02 |
| Oeste de Minas | 1970-1980 | 0,91 | -2,09 | -1,34 | -0,75 | 1,56 |
| | 1980-1991 | -0,14 | 1,43 | 0,80 | 0,63 | 0,56 |
| | 1991-2000 | 0,47 | -1,31 | -1,11 | -0,19 | 1,17 |
| | 1970-2000 | 1,25 | 16,24 | 12,38 | 3,86 | 1,31 |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | 0,84 | -2,17 | -1,37 | -0,79 | 1,58 |
| | 1980-1991 | -0,11 | 1,58 | 0,70 | 0,88 | 0,44 |
| | 1991-2000 | 0,41 | -1,14 | -1,01 | -0,13 | 1,13 |
| | 1970-2000 | 1,14 | 18,66 | 14,82 | 3,84 | 1,26 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | 0,79 | -2,36 | -1,58 | -0,79 | 1,50 |
| | 1980-1991 | -0,22 | 3,12 | 1,98 | 1,14 | 0,64 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -0,94 | -0,87 | -0,07 | 1,08 |
| | 1970-2000 | 0,99 | 6,77 | 5,47 | 1,30 | 1,24 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | 0,79 | -1,66 | -1,17 | -0,49 | 1,42 |
| | 1980-1991 | -0,12 | 1,62 | 0,62 | 1,00 | 0,38 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -0,97 | -0,77 | -0,20 | 1,26 |
| | 1970-2000 | 1,08 | 11,72 | 10,09 | 1,63 | 1,16 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | 0,86 | -1,70 | -1,20 | -0,50 | 1,41 |
| | 1980-1991 | -0,13 | 1,99 | 0,96 | 1,03 | 0,48 |
| | 1991-2000 | 0,36 | -1,47 | -1,41 | -0,06 | 1,04 |
| | 1970-2000 | 1,09 | 10,37 | 9,23 | 1,13 | 1,12 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc) e linha de extrema pobreza absoluta de R$37,75 .
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
NOTA III: g=crescimento da renda domiciliar *per capita* , $\eta$=eleasticidade da pobreza em relação ao crescimento, $\eta_G$=efeito renda do crescimento na pobreza, $\eta_R$=efeito da desigualdade na pobreza, $\phi$=índice de crescimento pró-pobre de Kakwani e Pernia (2000).
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.40-Índice de Crescimento Pró-pobre do Hiato de Pobreza ($P_1$) para a renda domiciliar *per capita*, por mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | Período | *g* | $\eta$ | $\eta_G$ | $\eta_R$ | $\phi$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | 1,05 | -0,86 | -0,10 | -0,96 | 1,12 |
| | 1980-1991 | -0,28 | -1,25 | -0,05 | -1,30 | 0,96 |
| | 1991-2000 | 0,53 | -1,20 | 0,46 | -0,74 | 0,61 |
| | 1970-2000 | 1,30 | -0,91 | 0,11 | -0,80 | 0,87 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | 0,73 | -0,77 | -0,16 | -0,92 | 1,21 |
| | 1980-1991 | -0,19 | -1,02 | -0,83 | -1,85 | 0,55 |
| | 1991-2000 | 0,32 | -0,89 | 0,34 | -0,55 | 0,62 |
| | 1970-2000 | 1,51 | -0,43 | 0,10 | -0,33 | 0,76 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | 0,63 | -0,68 | -0,17 | -0,85 | 1,25 |
| | 1980-1991 | -0,15 | -0,89 | -0,58 | -1,46 | 0,61 |
| | 1991-2000 | 0,34 | -0,82 | 0,31 | -0,51 | 0,63 |
| | 1970-2000 | 0,83 | -0,70 | 0,10 | -0,60 | 0,86 |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | 0,79 | -0,68 | -0,11 | -0,79 | 1,16 |
| | 1980-1991 | -0,14 | -0,96 | -0,71 | -1,67 | 0,57 |
| | 1991-2000 | 0,36 | -0,91 | 0,19 | -0,72 | 0,79 |
| | 1970-2000 | 1,00 | -0,73 | 0,08 | -0,65 | 0,89 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | 0,90 | -1,02 | -0,70 | -1,73 | 1,69 |
| | 1980-1991 | -0,08 | -1,72 | -1,58 | -3,29 | 0,52 |
| | 1991-2000 | 0,35 | -1,61 | 0,25 | -1,36 | 0,84 |
| | 1970-2000 | 1,17 | -1,15 | -0,36 | -1,51 | 1,31 |
| Central Mineira | 1970-1980 | 0,86 | -0,96 | -0,35 | -1,31 | 1,36 |
| | 1980-1991 | -0,22 | -1,43 | -0,74 | -2,17 | 0,66 |
| | 1991-2000 | 0,41 | -1,39 | 0,02 | -1,37 | 0,99 |
| | 1970-2000 | 1,05 | -1,03 | -0,12 | -1,15 | 1,12 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | 0,76 | -1,02 | -0,85 | -1,87 | 1,83 |
| | 1980-1991 | -0,16 | -1,52 | -2,30 | -3,82 | 0,40 |
| | 1991-2000 | 0,27 | -1,32 | 0,22 | -1,10 | 0,84 |
| | 1970-2000 | 0,88 | -1,03 | -0,25 | -1,28 | 1,25 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | 0,97 | -0,72 | -0,16 | -0,88 | 1,22 |
| | 1980-1991 | -0,17 | -1,05 | -0,47 | -1,52 | 0,69 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -1,04 | 0,09 | -0,95 | 0,91 |
| | 1970-2000 | 1,23 | -0,79 | -0,03 | -0,82 | 1,04 |
| Oeste de Minas | 1970-1980 | 0,91 | -0,94 | -0,47 | -1,41 | 1,50 |
| | 1980-1991 | -0,14 | -1,48 | -0,74 | -2,21 | 0,67 |
| | 1991-2000 | 0,47 | -1,59 | -0,26 | -1,85 | 1,16 |
| | 1970-2000 | 1,25 | -1,13 | -0,36 | -1,49 | 1,32 |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | 0,84 | -0,99 | -0,50 | -1,49 | 1,51 |
| | 1980-1991 | -0,11 | -1,55 | -1,19 | -2,74 | 0,57 |
| | 1991-2000 | 0,41 | -1,59 | -0,16 | -1,75 | 1,10 |
| | 1970-2000 | 1,14 | -1,15 | -0,32 | -1,47 | 1,27 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | 0,79 | -0,93 | -0,46 | -1,39 | 1,50 |
| | 1980-1991 | -0,22 | -1,34 | -0,63 | -1,97 | 0,68 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -1,34 | -0,04 | -1,38 | 1,03 |
| | 1970-2000 | 0,99 | -1,01 | -0,25 | -1,26 | 1,25 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | 0,79 | -0,84 | -0,35 | -1,18 | 1,42 |
| | 1980-1991 | -0,12 | -1,21 | -1,56 | -2,77 | 0,44 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -1,25 | -0,27 | -1,53 | 1,22 |
| | 1970-2000 | 1,08 | -0,95 | -0,18 | -1,13 | 1,19 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | 0,86 | -0,85 | -0,38 | -1,23 | 1,45 |
| | 1980-1991 | -0,13 | -1,25 | -1,36 | -2,60 | 0,48 |
| | 1991-2000 | 0,36 | -1,18 | 0,03 | -1,15 | 0,97 |
| | 1970-2000 | 1,09 | -0,91 | -0,13 | -1,04 | 1,14 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc) e linha de pobreza absoluta de R$75,50 .

NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTA III: g=crescimento da renda domiciliar *per capita* , $\eta$=eleasticidade da pobreza em relação ao crescimento, $\eta_G$=efeito renda do crescimento na pobreza, $\eta_R$=efeito da desigualdade na pobreza, $\phi$=índice de crescimento pró-pobre de Kakwani e Pernia (2000).

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.41- Índice de Crescimento Pró-pobre do Hiato de Extrema Pobreza ($P_1$) para a renda domiciliar *per capita*, por mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | Período | *g* | $\eta$ | $\eta_G$ | $\eta_R$ | $\phi$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | 1,05 | -1,03 | -0,61 | -1,64 | 1,59 |
| | 1980-1991 | -0,28 | -1,67 | -0,04 | -1,71 | 0,98 |
| | 1991-2000 | 0,53 | -1,28 | 1,24 | -0,04 | 0,03 |
| | 1970-2000 | 1,30 | -1,00 | 0,02 | -0,97 | 0,98 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | 0,73 | -1,02 | -0,78 | -1,80 | 1,77 |
| | 1980-1991 | -0,19 | -1,54 | -1,86 | -3,40 | 0,45 |
| | 1991-2000 | 0,32 | -1,13 | 1,27 | 0,14 | -0,13 |
| | 1970-2000 | 1,51 | -0,54 | 0,13 | -0,41 | 0,76 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | 0,63 | -0,95 | -0,76 | -1,70 | 1,80 |
| | 1980-1991 | -0,15 | -1,41 | -1,62 | -3,03 | 0,47 |
| | 1991-2000 | 0,34 | -1,13 | 0,91 | -0,23 | 0,20 |
| | 1970-2000 | 0,83 | -0,94 | 0,08 | -0,86 | 0,91 |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | 0,79 | -0,93 | -0,59 | -1,52 | 1,64 |
| | 1980-1991 | -0,14 | -1,48 | -1,53 | -3,01 | 0,49 |
| | 1991-2000 | 0,36 | -1,21 | 0,75 | -0,46 | 0,38 |
| | 1970-2000 | 1,00 | -0,95 | 0,02 | -0,93 | 0,98 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | 0,90 | -1,14 | -1,69 | -2,83 | 2,49 |
| | 1980-1991 | -0,08 | -2,08 | -2,05 | -4,13 | 0,50 |
| | 1991-2000 | 0,35 | -1,20 | 1,40 | 0,20 | -0,17 |
| | 1970-2000 | 1,17 | -1,09 | -0,74 | -1,83 | 1,68 |
| Central Mineira | 1970-1980 | 0,86 | -1,14 | -1,28 | -2,41 | 2,13 |
| | 1980-1991 | -0,22 | -1,85 | -1,58 | -3,44 | 0,54 |
| | 1991-2000 | 0,41 | -1,45 | 0,63 | -0,83 | 0,57 |
| | 1970-2000 | 1,05 | -1,11 | -0,47 | -1,58 | 1,43 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | 0,76 | -1,06 | -1,94 | -3,00 | 2,83 |
| | 1980-1991 | -0,16 | -1,68 | -3,34 | -5,03 | 0,33 |
| | 1991-2000 | 0,27 | -1,17 | 1,32 | 0,15 | -0,12 |
| | 1970-2000 | 0,88 | -0,98 | -0,66 | -1,65 | 1,68 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | 0,97 | -0,90 | -0,63 | -1,53 | 1,70 |
| | 1980-1991 | -0,17 | -1,50 | -1,02 | -2,52 | 0,60 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -1,24 | 0,55 | -0,68 | 0,55 |
| | 1970-2000 | 1,23 | -0,93 | -0,17 | -1,10 | 1,18 |
| Oeste de Minas | 1970-1980 | 0,91 | -1,13 | -1,37 | -2,51 | 2,21 |
| | 1980-1991 | -0,14 | -1,96 | -2,12 | -4,08 | 0,48 |
| | 1991-2000 | 0,47 | -1,51 | 0,10 | -1,40 | 0,93 |
| | 1970-2000 | 1,25 | -1,18 | -0,73 | -1,92 | 1,62 |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | 0,84 | -1,15 | -1,50 | -2,65 | 2,30 |
| | 1980-1991 | -0,11 | -2,08 | -2,50 | -4,58 | 0,45 |
| | 1991-2000 | 0,41 | -1,54 | 0,35 | -1,20 | 0,78 |
| | 1970-2000 | 1,14 | -1,21 | -0,74 | -1,95 | 1,61 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | 0,79 | -1,15 | -1,38 | -2,53 | 2,21 |
| | 1980-1991 | -0,22 | -1,82 | -1,32 | -3,13 | 0,58 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -1,54 | 0,45 | -1,09 | 0,71 |
| | 1970-2000 | 0,99 | -1,16 | -0,63 | -1,79 | 1,54 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | 0,79 | -1,01 | -1,10 | -2,12 | 2,09 |
| | 1980-1991 | -0,12 | -1,66 | -3,16 | -4,82 | 0,34 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -1,38 | -0,03 | -1,41 | 1,02 |
| | 1970-2000 | 1,08 | -1,08 | -0,45 | -1,53 | 1,42 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | 0,86 | -0,98 | -1,09 | -2,08 | 2,11 |
| | 1980-1991 | -0,13 | -1,65 | -2,57 | -4,23 | 0,39 |
| | 1991-2000 | 0,36 | -1,22 | 0,69 | -0,53 | 0,44 |
| | 1970-2000 | 1,09 | -0,98 | -0,33 | -1,32 | 1,34 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc) e linha de extrema pobreza absoluta de R$37,75 .

NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTA III: g=crescimento da renda domiciliar *per capita* , $\eta$=eleasticidade da pobreza em relação ao crescimento, $\eta_G$=efeito renda do crescimento na pobreza, $\eta_R$=efeito da desigualdade na pobreza, $\phi$=índice de crescimento pró-pobre de Kakwani e Pernia (2000).

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.42-Índice de Crescimento Pró-pobre da Severidade da Pobreza ($P_2$) para a renda domiciliar *per capita*, por mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | Período | *g* | $\eta$ | $\eta_G$ | $\eta_R$ | $\phi$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | 1,05 | -0,91 | -0,34 | -1,25 | 1,37 |
| | 1980-1991 | -0,28 | -1,40 | -0,06 | -1,46 | 0,96 |
| | 1991-2000 | 0,53 | -1,22 | 0,77 | -0,45 | 0,37 |
| | 1970-2000 | 1,30 | -0,93 | 0,05 | -0,88 | 0,94 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | 0,73 | -0,73 | -0,36 | -1,09 | 1,49 |
| | 1980-1991 | -0,19 | -0,52 | -0,51 | -1,03 | 0,50 |
| | 1991-2000 | 0,32 | -0,66 | 0,93 | 0,27 | -0,40 |
| | 1970-2000 | 1,51 | -0,43 | 0,09 | -0,34 | 0,79 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | 0,63 | -0,79 | -0,44 | -1,23 | 1,56 |
| | 1980-1991 | -0,15 | -1,09 | -0,97 | -2,06 | 0,53 |
| | 1991-2000 | 0,34 | -0,95 | 0,57 | -0,38 | 0,40 |
| | 1970-2000 | 0,83 | -0,81 | 0,07 | -0,73 | 0,91 |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | 0,79 | -0,79 | -0,34 | -1,12 | 1,43 |
| | 1980-1991 | -0,14 | -1,15 | -1,01 | -2,17 | 0,53 |
| | 1991-2000 | 0,36 | -1,02 | 0,43 | -0,59 | 0,58 |
| | 1970-2000 | 1,00 | -0,82 | 0,04 | -0,78 | 0,95 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | 0,90 | -1,04 | -1,15 | -2,19 | 2,10 |
| | 1980-1991 | -0,08 | -1,85 | -1,86 | -3,71 | 0,50 |
| | 1991-2000 | 0,35 | -1,46 | 0,67 | -0,79 | 0,54 |
| | 1970-2000 | 1,17 | -1,12 | -0,56 | -1,67 | 1,50 |
| Central Mineira | 1970-1980 | 0,86 | -1,01 | -0,75 | -1,76 | 1,75 |
| | 1980-1991 | -0,22 | -1,58 | -1,02 | -2,61 | 0,61 |
| | 1991-2000 | 0,41 | -1,41 | 0,24 | -1,17 | 0,83 |
| | 1970-2000 | 1,05 | -1,04 | -0,31 | -1,35 | 1,30 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | 0,76 | -1,02 | -1,35 | -2,36 | 2,32 |
| | 1980-1991 | -0,16 | -1,58 | -2,71 | -4,29 | 0,37 |
| | 1991-2000 | 0,27 | -1,24 | 0,67 | -0,58 | 0,46 |
| | 1970-2000 | 0,88 | -0,99 | -0,47 | -1,46 | 1,47 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | 0,97 | -0,79 | -0,38 | -1,18 | 1,49 |
| | 1980-1991 | -0,17 | -1,22 | -0,67 | -1,90 | 0,64 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -1,11 | 0,29 | -0,81 | 0,74 |
| | 1970-2000 | 1,23 | -0,84 | -0,11 | -0,95 | 1,13 |
| Oeste de Minas | 1970-1980 | 0,91 | -1,00 | -0,86 | -1,86 | 1,86 |
| | 1980-1991 | -0,14 | -1,64 | -1,18 | -2,82 | 0,58 |
| | 1991-2000 | 0,47 | -1,56 | -0,13 | -1,69 | 1,09 |
| | 1970-2000 | 1,25 | -1,14 | -0,55 | -1,69 | 1,48 |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | 0,84 | -1,03 | -0,93 | -1,96 | 1,90 |
| | 1980-1991 | -0,11 | -1,72 | -1,63 | -3,36 | 0,51 |
| | 1991-2000 | 0,41 | -1,57 | 0,01 | -1,56 | 1,00 |
| | 1970-2000 | 1,14 | -1,16 | -0,53 | -1,69 | 1,46 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | 0,79 | -1,00 | -0,87 | -1,87 | 1,86 |
| | 1980-1991 | -0,22 | -1,51 | -0,87 | -2,38 | 0,64 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -1,40 | 0,14 | -1,26 | 0,90 |
| | 1970-2000 | 0,99 | -1,06 | -0,44 | -1,50 | 1,42 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | 0,79 | -0,90 | -0,69 | -1,59 | 1,76 |
| | 1980-1991 | -0,12 | -1,38 | -2,15 | -3,52 | 0,39 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -1,29 | -0,17 | -1,47 | 1,13 |
| | 1970-2000 | 1,08 | -1,00 | -0,32 | -1,32 | 1,32 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | 0,86 | -0,89 | -0,71 | -1,60 | 1,79 |
| | 1980-1991 | -0,13 | -1,39 | -1,81 | -3,20 | 0,43 |
| | 1991-2000 | 0,36 | -1,18 | 0,30 | -0,88 | 0,74 |
| | 1970-2000 | 1,09 | -0,93 | -0,24 | -1,17 | 1,26 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc) e linha de pobreza absoluta de R$75,50 .

NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTA III: g=crescimento da renda domiciliar *per capita* , $\eta$=eleasticidade da pobreza em relação ao crescimento, $\eta_G$=efeito renda do crescimento na pobreza, $\eta_R$=efeito da desigualdade na pobreza, $\phi$=índice de crescimento pró-pobre de Kakwani e Pernia (2000).

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.43-Índice de Crescimento Pró-pobre da Severidade da Extrema Pobreza ($P_2$) para a renda domiciliar *per capita*, por mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | Período | *g* | $\eta$ | $\eta_G$ | $\eta_R$ | $\phi$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | 1,05 | -0,96 | -0,97 | -1,92 | 2,01 |
| | 1980-1991 | -0,28 | -1,53 | 0,30 | -1,24 | 1,24 |
| | 1991-2000 | 0,53 | -1,02 | 1,88 | 0,85 | -0,83 |
| | 1970-2000 | 1,30 | -0,86 | -0,08 | -0,94 | 1,09 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | 0,73 | -1,02 | -1,33 | -2,35 | 2,30 |
| | 1980-1991 | -0,19 | -0,22 | -0,71 | -0,93 | 0,24 |
| | 1991-2000 | 0,32 | -0,48 | 2,82 | 2,34 | -4,89 |
| | 1970-2000 | 1,51 | -0,57 | 0,05 | -0,52 | 0,92 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | 0,63 | -0,97 | -1,33 | -2,30 | 2,38 |
| | 1980-1991 | -0,15 | -1,54 | -2,00 | -3,54 | 0,44 |
| | 1991-2000 | 0,34 | -1,09 | 1,64 | 0,55 | -0,51 |
| | 1970-2000 | 0,83 | -0,92 | 0,01 | -0,90 | 0,99 |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | 0,79 | -0,95 | -1,05 | -2,00 | 2,10 |
| | 1980-1991 | -0,14 | -1,59 | -1,63 | -3,22 | 0,49 |
| | 1991-2000 | 0,36 | -1,15 | 1,39 | 0,24 | -0,21 |
| | 1970-2000 | 1,00 | -0,93 | -0,09 | -1,02 | 1,09 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | 0,90 | -0,99 | -2,17 | -3,16 | 3,20 |
| | 1980-1991 | -0,08 | -1,41 | -0,53 | -1,94 | 0,73 |
| | 1991-2000 | 0,35 | -0,67 | 2,26 | 1,59 | -2,39 |
| | 1970-2000 | 1,17 | -0,86 | -0,94 | -1,81 | 2,09 |
| Central Mineira | 1970-1980 | 0,86 | -1,04 | -1,85 | -2,89 | 2,78 |
| | 1980-1991 | -0,22 | -1,66 | -1,59 | -3,25 | 0,51 |
| | 1991-2000 | 0,41 | -1,12 | 1,18 | 0,06 | -0,06 |
| | 1970-2000 | 1,05 | -0,94 | -0,72 | -1,67 | 1,77 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | 0,76 | -0,91 | -2,50 | -3,42 | 3,74 |
| | 1980-1991 | -0,16 | -1,37 | -2,89 | -4,26 | 0,32 |
| | 1991-2000 | 0,27 | -0,81 | 2,46 | 1,64 | -2,02 |
| | 1970-2000 | 0,88 | -0,80 | -0,88 | -1,68 | 2,10 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | 0,97 | -0,89 | -1,01 | -1,91 | 2,13 |
| | 1980-1991 | -0,17 | -1,53 | -0,96 | -2,49 | 0,61 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -1,07 | 1,15 | 0,08 | -0,07 |
| | 1970-2000 | 1,23 | -0,87 | -0,28 | -1,15 | 1,32 |
| Oeste de Minas | 1970-1980 | 0,91 | -1,08 | -1,92 | -2,99 | 2,78 |
| | 1980-1991 | -0,14 | -1,88 | -2,26 | -4,14 | 0,45 |
| | 1991-2000 | 0,47 | -1,09 | 0,61 | -0,48 | 0,44 |
| | 1970-2000 | 1,25 | -0,99 | -0,92 | -1,92 | 1,93 |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | 0,84 | -1,07 | -2,08 | -3,15 | 2,94 |
| | 1980-1991 | -0,11 | -1,89 | -2,12 | -4,02 | 0,47 |
| | 1991-2000 | 0,41 | -1,10 | 0,98 | -0,12 | 0,11 |
| | 1970-2000 | 1,14 | -1,00 | -0,97 | -1,98 | 1,97 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | 0,79 | -1,10 | -2,01 | -3,11 | 2,82 |
| | 1980-1991 | -0,22 | -1,76 | -1,44 | -3,20 | 0,55 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -1,26 | 1,06 | -0,20 | 0,16 |
| | 1970-2000 | 0,99 | -1,02 | -0,85 | -1,87 | 1,83 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | 0,79 | -0,99 | -1,68 | -2,67 | 2,70 |
| | 1980-1991 | -0,12 | -1,71 | -3,74 | -5,44 | 0,31 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -1,16 | 0,49 | -0,67 | 0,58 |
| | 1970-2000 | 1,08 | -0,97 | -0,61 | -1,58 | 1,63 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | 0,86 | -0,94 | -1,60 | -2,53 | 2,71 |
| | 1980-1991 | -0,13 | -1,64 | -2,62 | -4,26 | 0,38 |
| | 1991-2000 | 0,36 | -0,99 | 1,44 | 0,45 | -0,45 |
| | 1970-2000 | 1,09 | -0,87 | -0,47 | -1,35 | 1,54 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc) e linha de extrema pobreza absoluta de R$37,75 .

NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTA III: g=crescimento da renda domiciliar *per capita* , $\eta$=eleasticidade da pobreza em relação ao crescimento, $\eta_G$=efeito renda do crescimento na pobreza, $\eta_R$=efeito da desigualdade na pobreza, $\phi$=índice de crescimento pró-pobre de Kakwani e Pernia (2000).

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.44-Índice de Crescimento Pró-pobre da Proporção de Pobres ($P_0$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | Período | *g* | $\eta$ | $\eta_G$ | $\eta_R$ | $\phi$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | 1,04 | -0,82 | -0,89 | 0,07 | 0,92 |
| | 1980-1991 | -0,29 | -1,31 | -1,29 | -0,02 | 0,99 |
| | 1991-2000 | 0,51 | -0,96 | -1,28 | 0,31 | 0,76 |
| | 1970-2000 | 1,26 | -0,76 | -0,95 | 0,19 | 0,80 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | 0,72 | -0,68 | -0,73 | 0,04 | 0,94 |
| | 1980-1991 | -0,20 | -1,51 | -0,96 | -0,56 | 0,63 |
| | 1991-2000 | 0,30 | -0,86 | -0,88 | 0,01 | 0,98 |
| | 1970-2000 | 0,82 | -0,54 | -0,72 | 0,18 | 0,75 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | 0,62 | -0,57 | -0,60 | 0,03 | 0,95 |
| | 1980-1991 | -0,16 | -1,01 | -0,75 | -0,26 | 0,74 |
| | 1991-2000 | 0,33 | -0,72 | -0,80 | 0,08 | 0,90 |
| | 1970-2000 | 0,79 | -0,54 | -0,65 | 0,11 | 0,83 |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | 0,78 | -0,56 | -0,62 | 0,06 | 0,90 |
| | 1980-1991 | -0,16 | -1,26 | -0,84 | -0,42 | 0,66 |
| | 1991-2000 | 0,34 | -0,87 | -0,89 | 0,02 | 0,98 |
| | 1970-2000 | 0,96 | -0,55 | -0,68 | 0,13 | 0,81 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | 0,89 | -1,53 | -1,10 | -0,42 | 1,39 |
| | 1980-1991 | -0,09 | -3,27 | -1,85 | -1,42 | 0,57 |
| | 1991-2000 | 0,34 | -1,81 | -1,82 | 0,02 | 0,99 |
| | 1970-2000 | 1,13 | -1,47 | -1,26 | -0,21 | 1,17 |
| Central Mineira | 1970-1980 | 0,85 | -1,09 | -1,02 | -0,06 | 1,06 |
| | 1980-1991 | -0,23 | -2,10 | -1,49 | -0,61 | 0,71 |
| | 1991-2000 | 0,39 | -1,63 | -1,47 | -0,15 | 1,11 |
| | 1970-2000 | 1,01 | -1,06 | -1,09 | 0,03 | 0,97 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | 0,75 | -1,65 | -1,12 | -0,53 | 1,48 |
| | 1980-1991 | -0,17 | -3,58 | -1,62 | -1,97 | 0,45 |
| | 1991-2000 | 0,26 | -1,52 | -1,44 | -0,09 | 1,06 |
| | 1970-2000 | 0,83 | -1,21 | -1,11 | -0,10 | 1,09 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | 0,96 | -0,69 | -0,69 | 0,00 | 0,99 |
| | 1980-1991 | -0,18 | -1,28 | -0,98 | -0,30 | 0,76 |
| | 1991-2000 | 0,40 | -1,09 | -1,04 | -0,05 | 1,05 |
| | 1970-2000 | 1,18 | -0,74 | -0,77 | 0,03 | 0,96 |
| Oeste de Minas | 1970-1980 | 0,90 | -1,18 | -0,97 | -0,21 | 1,21 |
| | 1980-1991 | -0,15 | -2,02 | -1,48 | -0,54 | 0,73 |
| | 1991-2000 | 0,46 | -2,07 | -1,70 | -0,37 | 1,22 |
| | 1970-2000 | 1,21 | -1,41 | -1,18 | -0,23 | 1,19 |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | 0,83 | -1,27 | -1,05 | -0,22 | 1,21 |
| | 1980-1991 | -0,12 | -2,58 | -1,56 | -1,02 | 0,60 |
| | 1991-2000 | 0,39 | -2,01 | -1,69 | -0,32 | 1,19 |
| | 1970-2000 | 1,10 | -1,39 | -1,22 | -0,17 | 1,14 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | 0,78 | -1,13 | -0,94 | -0,19 | 1,20 |
| | 1980-1991 | -0,23 | -1,81 | -1,29 | -0,51 | 0,72 |
| | 1991-2000 | 0,40 | -1,58 | -1,39 | -0,20 | 1,14 |
| | 1970-2000 | 0,95 | -1,15 | -1,04 | -0,11 | 1,11 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | 0,78 | -0,94 | -0,83 | -0,11 | 1,13 |
| | 1980-1991 | -0,14 | -2,26 | -1,17 | -1,09 | 0,52 |
| | 1991-2000 | 0,40 | -1,66 | -1,30 | -0,36 | 1,28 |
| | 1970-2000 | 1,04 | -1,04 | -0,97 | -0,07 | 1,07 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | 0,85 | -1,01 | -0,87 | -0,15 | 1,17 |
| | 1980-1991 | -0,14 | -2,24 | -1,24 | -1,00 | 0,55 |
| | 1991-2000 | 0,35 | -1,41 | -1,26 | -0,16 | 1,12 |
| | 1970-2000 | 1,05 | -0,98 | -0,95 | -0,04 | 1,04 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE (rdpc_ocde) e linha de pobreza absoluta de R$75,50 .

NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTA III: g=crescimento da renda domiciliar *per capita* , $\eta$=eleasticidade da pobreza em relação ao crescimento, $\eta_G$=efeito renda do crescimento na pobreza, $\eta_R$=efeito da desigualdade na pobreza, $\phi$=índice de crescimento pró-pobre de Kakwani e Pernia (2000).

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.45-Índice de Crescimento Pró-pobre da Proporção de Extremamente Pobres ($P_0$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | Período | *g* | $\eta$ | $\eta_G$ | $\eta_R$ | $\phi$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | 1,04 | -1,58 | -1,21 | -0,37 | 1,31 |
| | 1980-1991 | -0,29 | -2,11 | -1,91 | -0,20 | 0,91 |
| | 1991-2000 | 0,51 | -0,62 | -1,55 | 0,93 | 0,40 |
| | 1970-2000 | 1,26 | -1,06 | -1,18 | 0,12 | 0,90 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | 0,72 | -1,65 | -1,16 | -0,49 | 1,43 |
| | 1980-1991 | -0,20 | -3,62 | -1,76 | -1,86 | 0,49 |
| | 1991-2000 | 0,30 | -0,61 | -1,28 | 0,67 | 0,48 |
| | 1970-2000 | 0,82 | -0,77 | -1,05 | 0,28 | 0,74 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | 0,62 | -1,47 | -1,04 | -0,43 | 1,41 |
| | 1980-1991 | -0,16 | -3,08 | -1,52 | -1,56 | 0,49 |
| | 1991-2000 | 0,33 | -0,84 | -1,27 | 0,43 | 0,66 |
| | 1970-2000 | 0,79 | -0,89 | -1,04 | 0,15 | 0,86 |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | 0,78 | -1,35 | -1,03 | -0,32 | 1,31 |
| | 1980-1991 | -0,16 | -3,22 | -1,70 | -1,52 | 0,53 |
| | 1991-2000 | 0,34 | -1,05 | -1,40 | 0,35 | 0,75 |
| | 1970-2000 | 0,96 | -0,93 | -1,05 | 0,12 | 0,89 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | 0,89 | -2,80 | -1,35 | -1,45 | 2,07 |
| | 1980-1991 | -0,09 | -5,45 | -2,62 | -2,83 | 0,48 |
| | 1991-2000 | 0,34 | -0,65 | -1,59 | 0,94 | 0,41 |
| | 1970-2000 | 1,13 | -1,95 | -1,32 | -0,63 | 1,47 |
| Central Mineira | 1970-1980 | 0,85 | -2,32 | -1,34 | -0,98 | 1,73 |
| | 1980-1991 | -0,23 | -4,08 | -2,21 | -1,87 | 0,54 |
| | 1991-2000 | 0,39 | -1,49 | -1,78 | 0,29 | 0,84 |
| | 1970-2000 | 1,01 | -1,60 | -1,31 | -0,29 | 1,22 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | 0,75 | -2,86 | -1,25 | -1,61 | 2,29 |
| | 1980-1991 | -0,17 | -5,44 | -1,98 | -3,47 | 0,36 |
| | 1991-2000 | 0,26 | -0,97 | -1,53 | 0,56 | 0,63 |
| | 1970-2000 | 0,83 | -1,74 | -1,18 | -0,56 | 1,47 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | 0,96 | -1,38 | -1,01 | -0,38 | 1,38 |
| | 1980-1991 | -0,18 | -2,83 | -1,70 | -1,13 | 0,60 |
| | 1991-2000 | 0,40 | -1,35 | -1,48 | 0,13 | 0,91 |
| | 1970-2000 | 1,18 | -1,15 | -1,06 | -0,09 | 1,08 |
| Oeste de Minas | 1970-1980 | 0,90 | -2,43 | -1,31 | -1,11 | 1,85 |
| | 1980-1991 | -0,15 | -4,86 | -2,33 | -2,53 | 0,48 |
| | 1991-2000 | 0,46 | -2,21 | -1,87 | -0,33 | 1,18 |
| | 1970-2000 | 1,21 | -2,05 | -1,40 | -0,64 | 1,46 |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | 0,83 | -2,54 | -1,32 | -1,22 | 1,92 |
| | 1980-1991 | -0,12 | -5,43 | -2,42 | -3,01 | 0,45 |
| | 1991-2000 | 0,39 | -2,02 | -1,99 | -0,03 | 1,02 |
| | 1970-2000 | 1,10 | -2,04 | -1,44 | -0,60 | 1,41 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | 0,78 | -2,39 | -1,33 | -1,06 | 1,80 |
| | 1980-1991 | -0,23 | -3,59 | -2,16 | -1,43 | 0,60 |
| | 1991-2000 | 0,40 | -1,95 | -1,95 | 0,01 | 1,00 |
| | 1970-2000 | 0,95 | -1,91 | -1,38 | -0,53 | 1,38 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | 0,78 | -1,93 | -1,15 | -0,78 | 1,68 |
| | 1980-1991 | -0,14 | -4,71 | -1,82 | -2,89 | 0,39 |
| | 1991-2000 | 0,40 | -2,07 | -1,66 | -0,41 | 1,25 |
| | 1970-2000 | 1,04 | -1,61 | -1,25 | -0,35 | 1,28 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | 0,85 | -1,92 | -1,12 | -0,80 | 1,71 |
| | 1980-1991 | -0,14 | -4,48 | -1,89 | -2,59 | 0,42 |
| | 1991-2000 | 0,35 | -1,29 | -1,48 | 0,19 | 0,87 |
| | 1970-2000 | 1,05 | -1,38 | -1,14 | -0,24 | 1,21 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE (rdpc_ocde) e linha de extrema pobreza absoluta de R$37,75 .

NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTA III: g=crescimento da renda domiciliar *per capita* , $\eta$=eleasticidade da pobreza em relação ao crescimento, $\eta_G$=efeito renda do crescimento na pobreza, $\eta_R$=efeito da desigualdade na pobreza, $\phi$=índice de crescimento pró-pobre de Kakwani e Pernia (2000).

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.46-Índice de Crescimento Pró-pobre do Hiato de Pobreza ($P_1$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | Período | *g* | $\eta$ | $\eta_G$ | $\eta_R$ | $\phi$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | 1,05 | -0,97 | -0,28 | -1,25 | 1,28 |
| | 1980-1991 | -0,28 | -1,57 | -0,09 | -1,66 | 0,94 |
| | 1991-2000 | 0,53 | -1,28 | 0,70 | -0,58 | 0,45 |
| | 1970-2000 | 1,30 | -0,97 | 0,08 | -0,89 | 0,91 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | 0,73 | -0,90 | -0,36 | -1,26 | 1,40 |
| | 1980-1991 | -0,19 | -1,33 | -1,22 | -2,55 | 0,52 |
| | 1991-2000 | 0,32 | -0,97 | 0,59 | -0,38 | 0,39 |
| | 1970-2000 | 1,51 | -0,47 | 0,11 | -0,36 | 0,77 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | 0,63 | -0,81 | -0,35 | -1,17 | 1,43 |
| | 1980-1991 | -0,15 | -1,22 | -0,94 | -2,16 | 0,57 |
| | 1991-2000 | 0,34 | -0,95 | 0,43 | -0,52 | 0,54 |
| | 1970-2000 | 0,83 | -0,80 | 0,08 | -0,72 | 0,90 |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | 0,79 | -0,81 | -0,26 | -1,07 | 1,32 |
| | 1980-1991 | -0,14 | -1,33 | -0,99 | -2,31 | 0,57 |
| | 1991-2000 | 0,36 | -1,02 | 0,31 | -0,71 | 0,69 |
| | 1970-2000 | 1,00 | -0,81 | 0,05 | -0,76 | 0,93 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | 0,90 | -1,12 | -1,10 | -2,22 | 1,98 |
| | 1980-1991 | -0,08 | -2,43 | -2,43 | -4,86 | 0,50 |
| | 1991-2000 | 0,35 | -1,54 | 0,52 | -1,01 | 0,66 |
| | 1970-2000 | 1,17 | -1,16 | -0,52 | -1,68 | 1,45 |
| Central Mineira | 1970-1980 | 0,86 | -1,07 | -0,67 | -1,74 | 1,62 |
| | 1980-1991 | -0,22 | -1,78 | -1,12 | -2,90 | 0,61 |
| | 1991-2000 | 0,41 | -1,45 | 0,13 | -1,31 | 0,91 |
| | 1970-2000 | 1,05 | -1,07 | -0,26 | -1,33 | 1,24 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | 0,76 | -1,08 | -1,28 | -2,36 | 2,19 |
| | 1980-1991 | -0,16 | -1,83 | -2,88 | -4,70 | 0,39 |
| | 1991-2000 | 0,27 | -1,26 | 0,46 | -0,80 | 0,63 |
| | 1970-2000 | 0,88 | -1,00 | -0,45 | -1,45 | 1,45 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | 0,97 | -0,82 | -0,32 | -1,14 | 1,39 |
| | 1980-1991 | -0,17 | -1,37 | -0,71 | -2,08 | 0,66 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -1,13 | 0,19 | -0,94 | 0,83 |
| | 1970-2000 | 1,23 | -0,85 | -0,09 | -0,94 | 1,10 |
| Oeste de Minas | 1970-1980 | 0,91 | -1,06 | -0,79 | -1,85 | 1,75 |
| | 1980-1991 | -0,14 | -1,90 | -1,35 | -3,26 | 0,58 |
| | 1991-2000 | 0,47 | -1,63 | -0,23 | -1,86 | 1,14 |
| | 1970-2000 | 1,25 | -1,18 | -0,52 | -1,70 | 1,44 |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | 0,84 | -1,10 | -0,86 | -1,96 | 1,78 |
| | 1980-1991 | -0,11 | -2,05 | -1,90 | -3,95 | 0,52 |
| | 1991-2000 | 0,41 | -1,63 | -0,11 | -1,73 | 1,07 |
| | 1970-2000 | 1,14 | -1,20 | -0,49 | -1,69 | 1,41 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | 0,79 | -1,06 | -0,78 | -1,84 | 1,74 |
| | 1980-1991 | -0,22 | -1,70 | -0,93 | -2,62 | 0,65 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -1,42 | 0,03 | -1,39 | 0,98 |
| | 1970-2000 | 0,99 | -1,07 | -0,41 | -1,48 | 1,38 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | 0,79 | -0,94 | -0,60 | -1,54 | 1,64 |
| | 1980-1991 | -0,12 | -1,64 | -2,13 | -3,78 | 0,43 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -1,33 | -0,27 | -1,60 | 1,20 |
| | 1970-2000 | 1,08 | -1,01 | -0,30 | -1,31 | 1,29 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | 0,86 | -0,93 | -0,63 | -1,56 | 1,67 |
| | 1980-1991 | -0,13 | -1,63 | -1,87 | -3,50 | 0,47 |
| | 1991-2000 | 0,36 | -1,21 | 0,17 | -1,04 | 0,86 |
| | 1970-2000 | 1,09 | -0,94 | -0,22 | -1,17 | 1,23 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE (rdpc_ocde) e linha de pobreza absoluta de R$75,50 .

NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTA III: g=crescimento da renda domiciliar *per capita* , $\eta$=eleasticidade da pobreza em relação ao crescimento, $\eta_G$=efeito renda do crescimento na pobreza, $\eta_R$=efeito da desigualdade na pobreza, $\phi$=índice de crescimento pró-pobre de Kakwani e Pernia (2000).

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.47- Índice de Crescimento Pró-pobre do Hiato de Extrema Pobreza ($P_1$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | Período | *g* | $\eta$ | $\eta_G$ | $\eta_R$ | $\phi$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | 1,05 | -1,03 | -0,93 | -1,95 | 1,90 |
| | 1980-1991 | -0,28 | -1,73 | 0,25 | -1,47 | 1,17 |
| | 1991-2000 | 0,53 | -1,09 | 1,84 | 0,75 | -0,69 |
| | 1970-2000 | 1,30 | -0,90 | -0,05 | -0,96 | 1,06 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | 0,73 | -1,10 | -1,29 | -2,39 | 2,18 |
| | 1980-1991 | -0,19 | -1,85 | -2,33 | -4,17 | 0,44 |
| | 1991-2000 | 0,32 | -1,08 | 2,07 | 0,99 | -0,91 |
| | 1970-2000 | 1,51 | -0,52 | 0,11 | -0,41 | 0,78 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | 0,63 | -1,05 | -1,28 | -2,33 | 2,23 |
| | 1980-1991 | -0,15 | -1,81 | -2,23 | -4,04 | 0,45 |
| | 1991-2000 | 0,34 | -1,13 | 1,48 | 0,35 | -0,31 |
| | 1970-2000 | 0,83 | -0,95 | 0,03 | -0,92 | 0,97 |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | 0,79 | -1,02 | -0,98 | -2,01 | 1,96 |
| | 1980-1991 | -0,14 | -1,92 | -1,72 | -3,64 | 0,53 |
| | 1991-2000 | 0,36 | -1,20 | 1,28 | 0,08 | -0,07 |
| | 1970-2000 | 1,00 | -0,96 | -0,07 | -1,02 | 1,07 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | 0,90 | -1,06 | -2,16 | -3,22 | 3,04 |
| | 1980-1991 | -0,08 | -1,78 | -0,73 | -2,51 | 0,71 |
| | 1991-2000 | 0,35 | -0,68 | 2,22 | 1,54 | -2,26 |
| | 1970-2000 | 1,17 | -0,90 | -0,93 | -1,83 | 2,04 |
| Central Mineira | 1970-1980 | 0,86 | -1,12 | -1,84 | -2,96 | 2,65 |
| | 1980-1991 | -0,22 | -1,87 | -1,80 | -3,67 | 0,51 |
| | 1991-2000 | 0,41 | -1,16 | 1,10 | -0,07 | 0,06 |
| | 1970-2000 | 1,05 | -0,98 | -0,71 | -1,69 | 1,72 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | 0,76 | -0,97 | -2,48 | -3,45 | 3,56 |
| | 1980-1991 | -0,16 | -1,59 | -3,04 | -4,63 | 0,34 |
| | 1991-2000 | 0,27 | -0,85 | 2,31 | 1,46 | -1,71 |
| | 1970-2000 | 0,88 | -0,82 | -0,88 | -1,70 | 2,07 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | 0,97 | -0,96 | -0,97 | -1,93 | 2,01 |
| | 1980-1991 | -0,17 | -1,81 | -1,11 | -2,93 | 0,62 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -1,15 | 1,03 | -0,13 | 0,11 |
| | 1970-2000 | 1,23 | -0,91 | -0,26 | -1,17 | 1,29 |
| Oeste de Minas | 1970-1980 | 0,91 | -1,16 | -1,91 | -3,06 | 2,65 |
| | 1980-1991 | -0,14 | -2,19 | -2,63 | -4,83 | 0,45 |
| | 1991-2000 | 0,47 | -1,14 | 0,51 | -0,62 | 0,55 |
| | 1970-2000 | 1,25 | -1,04 | -0,91 | -1,95 | 1,88 |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | 0,84 | -1,16 | -2,07 | -3,23 | 2,79 |
| | 1980-1991 | -0,11 | -2,30 | -2,53 | -4,83 | 0,48 |
| | 1991-2000 | 0,41 | -1,16 | 0,90 | -0,25 | 0,22 |
| | 1970-2000 | 1,14 | -1,05 | -0,96 | -2,01 | 1,91 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | 0,79 | -1,20 | -1,99 | -3,20 | 2,66 |
| | 1980-1991 | -0,22 | -2,07 | -1,61 | -3,68 | 0,56 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -1,34 | 0,96 | -0,38 | 0,29 |
| | 1970-2000 | 0,99 | -1,07 | -0,84 | -1,91 | 1,78 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | 0,79 | -1,06 | -1,64 | -2,70 | 2,54 |
| | 1980-1991 | -0,12 | -2,09 | -3,96 | -6,05 | 0,35 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -1,23 | 0,36 | -0,87 | 0,70 |
| | 1970-2000 | 1,08 | -1,01 | -0,60 | -1,61 | 1,60 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | 0,86 | -1,00 | -1,56 | -2,56 | 2,55 |
| | 1980-1991 | -0,13 | -1,95 | -2,87 | -4,82 | 0,40 |
| | 1991-2000 | 0,36 | -1,04 | 1,31 | 0,27 | -0,25 |
| | 1970-2000 | 1,09 | -0,91 | -0,45 | -1,36 | 1,50 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE (rdpc_ocde) e linha de extrema pobreza absoluta de R$37,75 .

NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTA III: g=crescimento da renda domiciliar *per capita* , $\eta$=eleasticidade da pobreza em relação ao crescimento, $\eta_G$=efeito renda do crescimento na pobreza, $\eta_R$=efeito da desigualdade na pobreza, $\phi$=índice de crescimento pró-pobre de Kakwani e Pernia (2000).

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.48-Índice de Crescimento Pró-pobre da Severidade da Pobreza ($P_2$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | Período | *g* | $\eta$ | $\eta_G$ | $\eta_R$ | $\phi$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | 1,05 | -0,97 | -0,59 | -1,56 | 1,60 |
| | 1980-1991 | -0,28 | -1,64 | -0,01 | -1,66 | 0,99 |
| | 1991-2000 | 0,53 | -1,20 | 1,15 | -0,05 | 0,04 |
| | 1970-2000 | 1,30 | -0,92 | 0,00 | -0,93 | 1,00 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | 0,73 | -0,96 | -0,76 | -1,73 | 1,79 |
| | 1980-1991 | -0,19 | -1,51 | -1,62 | -3,13 | 0,48 |
| | 1991-2000 | 0,32 | -1,00 | 1,22 | 0,22 | -0,22 |
| | 1970-2000 | 1,51 | -0,49 | 0,10 | -0,39 | 0,79 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | 0,63 | -0,90 | -0,76 | -1,66 | 1,84 |
| | 1980-1991 | -0,15 | -1,42 | -1,39 | -2,81 | 0,51 |
| | 1991-2000 | 0,34 | -1,01 | 0,88 | -0,13 | 0,13 |
| | 1970-2000 | 0,83 | -0,85 | 0,03 | -0,82 | 0,96 |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | 0,79 | -0,89 | -0,59 | -1,47 | 1,66 |
| | 1980-1991 | -0,14 | -1,53 | -1,28 | -2,81 | 0,54 |
| | 1991-2000 | 0,36 | -1,08 | 0,69 | -0,39 | 0,36 |
| | 1970-2000 | 1,00 | -0,86 | -0,03 | -0,89 | 1,03 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | 0,90 | -1,08 | -1,60 | -2,68 | 2,48 |
| | 1980-1991 | -0,08 | -2,30 | -2,12 | -4,42 | 0,52 |
| | 1991-2000 | 0,35 | -1,21 | 1,18 | -0,03 | 0,02 |
| | 1970-2000 | 1,17 | -1,04 | -0,73 | -1,77 | 1,70 |
| Central Mineira | 1970-1980 | 0,86 | -1,07 | -1,20 | -2,27 | 2,12 |
| | 1980-1991 | -0,22 | -1,83 | -1,40 | -3,23 | 0,57 |
| | 1991-2000 | 0,41 | -1,35 | 0,50 | -0,85 | 0,63 |
| | 1970-2000 | 1,05 | -1,02 | -0,49 | -1,51 | 1,49 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | 0,76 | -1,02 | -1,85 | -2,87 | 2,82 |
| | 1980-1991 | -0,16 | -1,76 | -3,05 | -4,82 | 0,37 |
| | 1991-2000 | 0,27 | -1,09 | 1,21 | 0,12 | -0,11 |
| | 1970-2000 | 0,88 | -0,91 | -0,68 | -1,58 | 1,75 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | 0,97 | -0,86 | -0,62 | -1,48 | 1,72 |
| | 1980-1991 | -0,17 | -1,51 | -0,88 | -2,39 | 0,63 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -1,12 | 0,53 | -0,60 | 0,53 |
| | 1970-2000 | 1,23 | -0,86 | -0,19 | -1,05 | 1,22 |
| Oeste de Minas | 1970-1980 | 0,91 | -1,07 | -1,29 | -2,36 | 2,20 |
| | 1980-1991 | -0,14 | -2,00 | -1,83 | -3,83 | 0,52 |
| | 1991-2000 | 0,47 | -1,45 | 0,04 | -1,40 | 0,97 |
| | 1970-2000 | 1,25 | -1,11 | -0,72 | -1,83 | 1,65 |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | 0,84 | -1,09 | -1,40 | -2,49 | 2,29 |
| | 1980-1991 | -0,11 | -2,13 | -2,25 | -4,38 | 0,49 |
| | 1991-2000 | 0,41 | -1,46 | 0,24 | -1,22 | 0,83 |
| | 1970-2000 | 1,14 | -1,13 | -0,73 | -1,86 | 1,65 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | 0,79 | -1,09 | -1,31 | -2,40 | 2,20 |
| | 1980-1991 | -0,22 | -1,82 | -1,19 | -3,00 | 0,60 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -1,39 | 0,37 | -1,02 | 0,74 |
| | 1970-2000 | 0,99 | -1,05 | -0,63 | -1,69 | 1,60 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | 0,79 | -0,97 | -1,06 | -2,03 | 2,09 |
| | 1980-1991 | -0,12 | -1,78 | -2,80 | -4,58 | 0,39 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -1,28 | -0,03 | -1,32 | 1,02 |
| | 1970-2000 | 1,08 | -1,00 | -0,46 | -1,46 | 1,47 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | 0,86 | -0,94 | -1,06 | -2,00 | 2,12 |
| | 1980-1991 | -0,13 | -1,73 | -2,28 | -4,00 | 0,43 |
| | 1991-2000 | 0,36 | -1,13 | 0,63 | -0,50 | 0,44 |
| | 1970-2000 | 1,09 | -0,91 | -0,36 | -1,27 | 1,39 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE (rdpc_ocde) e linha de pobreza absoluta de R$75,50 .
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
NOTA III: g=crescimento da renda domiciliar *per capita* , $\eta$=eleasticidade da pobreza em relação ao crescimento, $\eta_G$=efeito renda do crescimento na pobreza, $\eta_R$=efeito da desigualdade na pobreza, $\phi$=índice de crescimento pró-pobre de Kakwani e Pernia (2000).
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.49-Índice de Crescimento Pró-pobre da Severidade da Extrema Pobreza ($P_2$) para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, por mesorregião, 1970-2000**

| Mesorregião | Período | *g* | $\eta$ | $\eta_G$ | $\eta_R$ | $\phi$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Noroeste de Minas | 1970-1980 | 1,05 | -0,88 | -1,28 | -2,16 | 2,46 |
| | 1980-1991 | -0,28 | -1,32 | 0,85 | -0,46 | 2,84 |
| | 1991-2000 | 0,53 | -0,72 | 2,54 | 1,82 | -2,53 |
| | 1970-2000 | 1,30 | -0,72 | -0,19 | -0,90 | 1,26 |
| Norte de Minas | 1970-1980 | 0,73 | -1,01 | -1,89 | -2,91 | 2,87 |
| | 1980-1991 | -0,19 | -1,72 | -2,14 | -3,85 | 0,45 |
| | 1991-2000 | 0,32 | -0,90 | 3,38 | 2,48 | -2,77 |
| | 1970-2000 | 1,51 | -0,46 | 0,08 | -0,39 | 0,84 |
| Jequitinho-nha | 1970-1980 | 0,63 | -0,99 | -1,96 | -2,95 | 2,97 |
| | 1980-1991 | -0,15 | -1,77 | -2,20 | -3,96 | 0,45 |
| | 1991-2000 | 0,34 | -0,97 | 2,48 | 1,52 | -1,57 |
| | 1970-2000 | 0,83 | -0,85 | -0,08 | -0,92 | 1,09 |
| Vale do Mucuri | 1970-1980 | 0,79 | -0,98 | -1,51 | -2,49 | 2,54 |
| | 1980-1991 | -0,14 | -1,80 | -1,45 | -3,25 | 0,55 |
| | 1991-2000 | 0,36 | -0,99 | 2,15 | 1,16 | -1,17 |
| | 1970-2000 | 1,00 | -0,87 | -0,20 | -1,07 | 1,24 |
| Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba | 1970-1980 | 0,90 | -0,80 | -2,57 | -3,38 | 4,20 |
| | 1980-1991 | -0,08 | -0,68 | 1,20 | 0,52 | -1,32 |
| | 1991-2000 | 0,35 | -0,21 | 3,00 | 2,79 | -13,20 |
| | 1970-2000 | 1,17 | -0,63 | -1,14 | -1,77 | 2,80 |
| Central Mineira | 1970-1980 | 0,86 | -0,90 | -2,36 | -3,26 | 3,61 |
| | 1980-1991 | -0,22 | -1,29 | -1,40 | -2,69 | 0,48 |
| | 1991-2000 | 0,41 | -0,69 | 1,74 | 1,05 | -1,53 |
| | 1970-2000 | 1,05 | -0,74 | -0,97 | -1,71 | 2,31 |
| Metrop. de Belo Horizonte | 1970-1980 | 0,76 | -0,75 | -2,99 | -3,73 | 5,01 |
| | 1980-1991 | -0,16 | -1,03 | -2,17 | -3,20 | 0,32 |
| | 1991-2000 | 0,27 | -0,44 | 3,56 | 3,12 | -7,05 |
| | 1970-2000 | 0,88 | -0,60 | -1,08 | -1,68 | 2,80 |
| Vale do Rio Doce | 1970-1980 | 0,97 | -0,89 | -1,38 | -2,27 | 2,55 |
| | 1980-1991 | -0,17 | -1,58 | -0,65 | -2,23 | 0,71 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -0,83 | 1,83 | 0,99 | -1,19 |
| | 1970-2000 | 1,23 | -0,77 | -0,38 | -1,15 | 1,49 |
| Oeste de Minas | 1970-1980 | 0,91 | -0,98 | -2,41 | -3,39 | 3,46 |
| | 1980-1991 | -0,14 | -1,57 | -2,11 | -3,69 | 0,43 |
| | 1991-2000 | 0,47 | -0,64 | 1,11 | 0,48 | -0,74 |
| | 1970-2000 | 1,25 | -0,79 | -1,10 | -1,89 | 2,41 |
| Sul/ Sudoeste de Minas | 1970-1980 | 0,84 | -0,96 | -2,60 | -3,55 | 3,72 |
| | 1980-1991 | -0,11 | -1,47 | -1,30 | -2,77 | 0,53 |
| | 1991-2000 | 0,41 | -0,59 | 1,64 | 1,05 | -1,77 |
| | 1970-2000 | 1,14 | -0,78 | -1,20 | -1,97 | 2,54 |
| Campo das Vertentes | 1970-1980 | 0,79 | -1,03 | -2,61 | -3,64 | 3,54 |
| | 1980-1991 | -0,22 | -1,60 | -1,46 | -3,06 | 0,52 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -0,86 | 1,71 | 0,85 | -0,99 |
| | 1970-2000 | 0,99 | -0,83 | -1,05 | -1,89 | 2,27 |
| Zona da Mata | 1970-1980 | 0,79 | -0,97 | -2,28 | -3,25 | 3,35 |
| | 1980-1991 | -0,12 | -1,90 | -4,22 | -6,12 | 0,31 |
| | 1991-2000 | 0,42 | -0,88 | 1,09 | 0,21 | -0,24 |
| | 1970-2000 | 1,08 | -0,83 | -0,76 | -1,59 | 1,92 |
| Minas Gerais | 1970-1980 | 0,86 | -0,89 | -2,07 | -2,96 | 3,32 |
| | 1980-1991 | -0,13 | -1,64 | -2,31 | -3,95 | 0,42 |
| | 1991-2000 | 0,36 | -0,70 | 2,25 | 1,55 | -2,21 |
| | 1970-2000 | 1,09 | -0,74 | -0,60 | -1,35 | 1,81 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE (rdpc_ocde) e linha de extrema pobreza absoluta de R$37,75 .
NOTAII : Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.
NOTA III: g=crescimento da renda domiciliar *per capita* , $\eta$=eleasticidade da pobreza em relação ao crescimento, $\eta_G$=efeito renda do crescimento na pobreza, $\eta_R$=efeito da desigualdade na pobreza, $\phi$=índice de crescimento pró-pobre de Kakwani e Pernia (2000).
Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .

**TABELA A.50-Decomposição Intra-estadual da Pobreza, no ano de 2000, para a renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE, tendo como base a média do Estado de Minas Gerais**

| Mesorregião | Medida de Pobreza | Pobreza | | | Extrema Pobreza | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | $\Delta P$ | $C_G$ | $C_R$ | $\Delta P$ | $C_G$ | $C_R$ |
| Noroeste de Minas | $P_0$ | 4,20 | 5,02 | -0,82 | 1,65 | 1,80 | -0,14 |
| | $P_1$ | 2,16 | 2,05 | 0,12 | 1,52 | 0,59 | 0,92 |
| | $P_2$ | 1,72 | 1,11 | 0,61 | 1,48 | 0,28 | 1,20 |
| Norte de Minas | $P_0$ | 24,66 | 23,88 | 0,78 | 14,40 | 11,21 | 3,19 |
| | $P_1$ | 14,44 | 11,35 | 3,09 | 8,53 | 4,27 | 4,26 |
| | $P_2$ | 10,62 | 6,78 | 3,84 | 6,82 | 2,24 | 4,58 |
| Jequitinho-nha | $P_0$ | 29,44 | 30,99 | -1,55 | 16,27 | 15,35 | 0,93 |
| | $P_1$ | 16,24 | 14,89 | 1,36 | 8,67 | 5,88 | 2,80 |
| | $P_2$ | 11,35 | 9,05 | 2,30 | 6,41 | 3,14 | 3,27 |
| Vale do Mucuri | $P_0$ | 22,44 | 19,54 | 2,90 | 11,10 | 9,36 | 1,74 |
| | $P_1$ | 11,36 | 9,39 | 1,97 | 5,20 | 3,47 | 1,74 |
| | $P_2$ | 7,38 | 5,56 | 1,82 | 3,45 | 1,79 | 1,66 |
| Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba | $P_0$ | -10,38 | -3,92 | -6,46 | -4,67 | -1,11 | -3,56 |
| | $P_1$ | -5,18 | -1,43 | -3,75 | -2,50 | -0,34 | -2,16 |
| | $P_2$ | -3,45 | -0,72 | -2,73 | -1,92 | -0,16 | -1,76 |
| Central Mineira | $P_0$ | -1,25 | 5,79 | -7,04 | -1,86 | 1,96 | -3,83 |
| | $P_1$ | -1,58 | 2,14 | -3,73 | -1,34 | 0,58 | -1,92 |
| | $P_2$ | -1,44 | 1,14 | -2,58 | -1,11 | 0,27 | -1,38 |
| Metrop. de Belo Horizonte | $P_0$ | -5,57 | -5,90 | 0,33 | -2,53 | -1,91 | -0,61 |
| | $P_1$ | -2,72 | -2,29 | -0,43 | -1,24 | -0,62 | -0,62 |
| | $P_2$ | -1,76 | -1,22 | -0,54 | -0,87 | -0,29 | -0,58 |
| Vale do Rio Doce | $P_0$ | 8,32 | 8,08 | 0,24 | 3,21 | 3,35 | -0,14 |
| | $P_1$ | 3,90 | 3,41 | 0,49 | 1,66 | 1,04 | 0,62 |
| | $P_2$ | 2,47 | 1,91 | 0,56 | 1,30 | 0,50 | 0,80 |
| Oeste de Minas | $P_0$ | -9,09 | 0,37 | -9,46 | -4,83 | 0,08 | -4,92 |
| | $P_1$ | -5,02 | 0,20 | -5,22 | -2,75 | 0,05 | -2,80 |
| | $P_2$ | -3,57 | 0,11 | -3,67 | -2,20 | 0,02 | -2,23 |
| Sul/ Sudoeste de Minas | $P_0$ | -8,61 | -1,01 | -7,60 | -4,74 | -0,32 | -4,42 |
| | $P_1$ | -4,89 | -0,44 | -4,44 | -2,82 | -0,11 | -2,71 |
| | $P_2$ | -3,56 | -0,23 | -3,33 | -2,29 | -0,05 | -2,24 |
| Campo das Vertentes | $P_0$ | -0,93 | 3,75 | -4,68 | -2,33 | 1,49 | -3,82 |
| | $P_1$ | -1,48 | 1,65 | -3,14 | -1,49 | 0,43 | -1,92 |
| | $P_2$ | -1,48 | 0,89 | -2,36 | -1,23 | 0,20 | -1,43 |
| Zona da Mata | $P_0$ | -0,45 | 1,93 | -2,37 | -1,34 | 0,80 | -2,15 |
| | $P_1$ | -1,02 | 0,90 | -1,93 | -1,02 | 0,25 | -1,27 |
| | $P_2$ | -1,03 | 0,49 | -1,52 | -0,89 | 0,12 | -1,01 |

NOTAI: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* ponderada pela escala da OCDE(rdpc_ocde) , linha de pobreza absoluta de R$75,50 e de extrema pobreza de R$37,75.

NOTA II: Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTA III: $\Delta P$= variação absolututa na pobreza, $C_G$ =diferença de renda média e $C_R$=diferença na desigualdade intra-mesorregional.

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000 .