

AS INTER-RELAÇÕES ENTRE POBREZA, DESIGUALDADE E CRESCIMENTO NAS MESORREGIÕES MINEIRAS, 1970-2000

Taiana Fortunato Araújo*
Lízia de Figueirêdo†
Márcio Antônio Salvato‡

Resumo

Para as 12 mesorregiões mineiras, no período 1970-2000, examina-se como a pobreza e a extrema pobreza responderam a seus determinantes imediatos, crescimento e desigualdade de renda, sendo a variação da renda média o fator mais importante. Contudo, utilizando-se o Hiato e a Severidade da Pobreza, o componente redistribuição responde por uma maior parte da variação na pobreza (e extrema pobreza). Na década de 1970, o crescimento foi estritamente pró-pobre e, na seguinte, a recessão foi pró-rico. Na década de 1990, o crescimento foi menos pró-pobre do que no período do Milagre e, para a extrema pobreza, foi empobrecedor.

Palavras-Chave: Pobreza, Desigualdade, Decomposição de Shapley, Crescimento Pró-Pobre
JEL: C15; I32

ÁREA: ECONOMIA MINEIRA
SESSÃO TEMÁTICA: E3-CARACTERÍSTICAS URBANAS E REGIONAIS DO
DESENVOLVIMENTO MINEIRO

* Estado para Resultados/SEPLAG-MG e Centro de Estudos de Políticas Públicas/FJP-MG

† CEDEPLAR/UFMG

‡ Puc Minas e IBMEC-MG

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

1-Introdução

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.

A desigualdade regional e de renda 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 termos de renda *per capita*[§], mesmo estando entre os cinco estados de maior importância para a riqueza do país (Simão, 2004). 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 nas mesorregiões pobres quanto nas mais ricas (Prates, 1996; Simão, 2004; Santos, 2002). 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).

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. Deste modo, o presente artigo tem como objetivo 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, através da Decomposição Temporal de Shapley. Além disso, examina-se a qualidade do crescimento econômico mineiro, se tem sido ou não pró-pobre, por meio do Índice de Kakwani e Pernia (2000), medida síntese da decomposição contra-factual.

Além dessa introdução, este trabalho segue na segunda seção discutindo a literatura teórica e empírica de como a pobreza é afetada pelo crescimento econômico e processos de redistribuição de renda. Na terceira seção apresentam-se as metodologias de decomposição de Shapley da variação da pobreza e de crescimento pró-pobre de Kakwani e Pernia (2000). Na seção seguinte apresentam-se os resultados a partir dos Censos de 1970, 1980, 1991 e 2000 para Minas Gerais. Por fim, as principais conclusões são sumarizadas na seção final.

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

2- Como crescimento e redistribuição afetam a pobreza?

Limitando-se ao enfoque unidimensional monetário, a pobreza responde a dois macro-determinantes imediatos: a escassez de recursos agregados e a má distribuição dos recursos existentes. Deste modo, 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 seria 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).

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

À investigação empírica destes macro-determinantes da pobreza são caras as técnicas de decomposição/microsimulação contra-factual e da abordagem do crescimento pró-pobre. 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 Tendulkar (1990) **, 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.

Em geral, na literatura internacional, os exercícios de decomposição da variação da pobreza mostram que a variação na pobreza é explicada 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, tem efeito adverso sobre a pobreza, se contrapondo ao efeito necessariamente mitigador do crescimento. Tal constatação leva os autores a aventar que o crescimento beneficia 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. Ver Kakwani (1997), Mazumdar e Son (2001), Chen e Wang (2001), Dhongde (2004), Zhang e Wan (2005), entre outros.

No que concerne à literatura nacional, a investigação dos macro-determinantes da pobreza é particularmente importante, pelo fato da pobreza brasileira não ser decorrência da escassez

** 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).

agregada de recursos, dado que a renda média brasileira é suficiente à erradicação da pobreza, desde que mais igualmente distribuída (Rocha, 2006; Barros *et al.*, 2000a). Assim, a pobreza encontra suas causas no processo histórico de concentração de 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, 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.

Neste mote, 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 da 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. A partir de várias simulações, os autores inferem que é necessário combinar políticas de fomento ao crescimento econômico com políticas de redução da desigualdade de renda para se reduzir a pobreza no Brasil, pois há um amplo espaço para políticas redistributivas no país dado 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 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, 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, 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), 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 toda a contração verificada na pobreza e na extrema pobreza, entre 2001 e 2004, é consequência da redução da desigualdade de renda, de 4% para o Índice de Gini. Por meio de simulações contra-factuais, observa-se 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. 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, o crescimento econômico

foi o principal responsável pela redução na pobreza no período 1977-1997, tal como apontado por Barros *et al.* (2000a) que decompõem a variação na pobreza entre os demais anos e o ano de 1997^{††}.

Com relação ao comportamento da pobreza estadual, 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. 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.

Ferreira *et al.* (2006) também aplicam a decomposição de Datt e Ravallion (1992), com dados da PNAD, para o período de 1981 a 2004. Para a linha de pobreza de R\$ 100,00, as linhas regionalizadas de Rocha (1993)^{‡‡} e para P_0, P_1, P_2 . No sub-período, 1981-1993, a pobreza se amplia devido à retração econômica e piora na concentração de renda, com o componente desigualdade sendo a força dominante. Este resultado é robusto à alteração da linha ou medida de pobreza utilizada. No segundo, 1993-2004, a queda na pobreza é explicada pela queda na desigualdade acompanhada de crescimento da renda, sendo este último componente agora o dominante.

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). Contudo, este efeito do crescimento econômico sobre a pobreza 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. Deste modo, prosseguiremos na análise, investigando a relação crescimento-pobreza a partir da abordagem do crescimento pró-pobre.

São várias as visões existentes sobre o que seria considerado crescimento pró-pobre. Uma abordagem mais simplista considera como pró-pobre o crescimento que é capaz de reduzir a pobreza, 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). Deste modo, dificilmente não seria verificado 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.

Uma segunda definição 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^{§§}. 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 caracteriza apenas parte dos episódios de crescimento denominados pró-pobres a partir da primeira. Contudo, como critica Kraay (2004), com esta definição mais restrita, o rápido

^{††} A contribuição da redução da desigualdade é calculada 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.

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

^{§§} 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.

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.

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 subsequente 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.

Tochetto *et al.* (2004) investigam a qualidade do crescimento econômico brasileiro, na abordagem de crescimento pró-pobre, para os diferentes estados brasileiros, para as décadas de 1980 e 1990. 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)^{***}, para o período 1985-1999, exceto 1991 e 1994.

Seguindo o método empregado por Ravallion e Datt (2002), as elasticidades estaduais são estimadas por um painel de efeitos aleatórios com as variáveis acima linearizadas. Nota-se uma enorme heterogeneidade das elasticidades calculadas. 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 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.

Deste modo, é estimada a Curva de Crescimento-Pobreza de Son (2004)^{†††}. 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.

^{***} 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).

^{†††} SON, Hyun Hwa. A note on pro-poor growth. **Economic Letters** 82, pp. 304-307, 2004. *Apud*: Tochetto *et al.* (2004).

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. Utiliza-se como medida de bem-estar a renda familiar *per capita* deflacionada, calculada a partir das PNAD's, e linhas de indigência^{***} do IPEADATA. Replicando o exercício de Kraay (2004), a decomposição das fontes de crescimento pró-pobre indica que, no período analisado-1995-2001, 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 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.

Empregando apenas P_0 , Silveira Neto (2005) encontram evidências de que, no período 1991-2000, 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 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. As possíveis explicações, como aponta o autor, seriam a grande intensidade da pobreza dos nordestinos não captada por P_0 e o menor crescimento relativo da renda dos mais pobres com relação ao da renda média regional, o que sugere investigar a segunda noção de crescimento pró-pobre. Assim, a estimação da Curva de Son para os 9 estados nordestinos mostra que nenhum estado apresentou crescimento pró-pobre. Este resultado não corrobora 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. 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 do autor acerca da relativa menor capacidade do Nordeste de reduzir a proporção de pobres para uma determinada taxa de crescimento.

Salvato *et al.* (2007) também investigam a relação crescimento-pobreza-desigualdade, na década de 1990, a partir de informações dos Censos 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 Son revela ausência de crescimento pró-pobre (2ª definição) no Brasil e nas regiões. Entre os estados, o crescimento apresentou-se pró-pobre apenas para Roraima e entre as mesorregiões mineiras, apenas para o Oeste de Minas. Estes resultados se antepõem aos de Tochetto *et al.* (2004) que apontam crescimento pró-pobre para todos os estados brasileiros no mesmo período.

Resende (2006), que replica os exercícios realizados por Silveira-Neto (2005) para municípios e macrorregiões mineiras, a partir de informações dos Censos 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 $\frac{1}{4}$ salário mínimo de 2000, R\$ 37,75) e de 0,66% no de pobres (com renda domiciliar *per capita* inferior a $\frac{1}{2}$ salário mínimo de 2000, R\$ 75,50). Tochetto *et al.* (2004), ao contrário de Resende (2006), encontram uma elasticidade 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 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), dado que as elasticidades estimadas são maiores para a extrema pobreza. Estima-se também a Curva de Son. Nenhuma macrorregião apresentou crescimento pró-pobre no sentido de Son, 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 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. 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.

3-Metodologia

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

Utiliza-se como fonte de dados primários os Censos Demográficos Brasileiros (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 e é feita a partir da compatibilização de Chein (2006) da malha municipal dos quatro censos, definindo-se unidades territoriais básicas. A partir desta compatibilização, agregou-se as unidades territoriais básicas geradas dos 4 anos nas 12 mesorregiões prevaletentes à época do último censo, do ano de 2000, quais sejam: Norte de Minas,

Noroeste de Minas, Jequitinhonha, Vale do Mucuri, Vale do Rio Doce, Central Mineira, Triângulo/Alto Paranaíba, Metropolitana de Belo Horizonte, Oeste de Minas, Zona da Mata, Campo das Vertentes e Sul/Sudoeste de Minas. 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 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. Para cada um dos 4 anos em estudo, a renda domiciliar *per capita* foi construída, a partir da soma de todas as fontes de rendimentos recebidas pelos indivíduos pertencentes aos domicílios particulares permanentes e posterior divisão pelo número de moradores. Utilizou-se o deflator para rendimentos dos Censos Demográficos de Corseuil e Foguel (2002), sendo as rendas domiciliares *per capita* expressas em valores reais de Agosto de 2000^{§§§}.

3.2-Linhas de pobreza e extrema pobreza, medidas desigualdade e de pobreza

A definição de pobreza abordada neste trabalho refere-se à perspectiva simplificadora de insuficiência de renda. Então família ou indivíduo é considerado pobre se sua renda for menor ou igual a uma estipulada linha de pobreza (z). 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. A determinação de z 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 (Hoffmann, 1998). Optamos pela utilização de linhas de pobreza e de extrema pobreza absolutas múltiplas no salário mínimo, tal como Hoffmann (2000; 2005), Simão (2004) e Barros *et al.* (1997; 2000). Assim, a linha de pobreza absoluta foi fixada em $\frac{1}{2}$ salário mínimo de 2000 e a de extrema pobreza em $\frac{1}{4}$, sendo respectivamente R\$75,50 e R\$ 37,75. Estas linhas 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.

Definido quem é ou não pobre ou extremamente pobre, utilizamos a família de índices FGT (Foster, Greer e Thorbecke, 1984), P_0 , P_1 e P_2 , de modo a mensurar os vários aspectos da pobreza tais como a proporção e a intensidade. Tais índices são sintetizados na expressão geral

$$\varphi(\alpha) = \frac{1}{nz^\alpha} \sum_{i=1}^h (z - x_i)^\alpha, \text{ sendo } \alpha \geq 0. \text{ Se } \alpha = 0, \text{ a expressão reduz-se à proporção de pobres } (P_0),$$

sendo esta medida apenas um indicador de extensão ou incidência. Quando $\alpha = 1$, tem-se o hiato de pobreza (P_1), medida também sensível à intensidade da pobreza, além da extensão. Já quando $\alpha = 2$, denomina-se severidade da pobreza (P_2). 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. A desigualdade de renda investigada refere-se à noção relativa e é mensurada através do Índice de Gini e T-Theil.^{****}

^{§§§} Na tentativa de levar em consideração as diferenças de necessidades conforme idade e as economias de escala no custo do consumo doméstico, também é utilizada a renda domiciliar *per capita* adulto-equivalente, sendo a *rdpc* corrigida por uma escala proposta pela Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), que consiste 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*) (Expert, 2006; Guimarães *et al.*, 2006). Tal escala também foi utilizada por Machado *et al.* (2007) e Ribas (2005). Os resultados não foram reportados, no presente trabalho, por serem similares aos estimados para a renda domiciliar *per capita* sem a ponderação, ver Araújo (2007).

^{****} Índice de Gini: $G = \frac{\sum \sum |x_i - x_j|}{2n^2 \mu}$, sendo x_j a renda da i -ésima pessoa em uma população de n pessoas e μ a renda média. Mede a área entre a Curva de Lorenz e a Reta de Igualdade Perfeita (Hoffmann, 1998).

3.3-Decomposição temporal de Shapley da Variação da Pobreza

A distribuição de renda em cada mesorregião mineira, $X_i = (x_{i1}, \dots, x_{in})$ com $i = 1, \dots, 12$, pode ser completamente determinada pela renda média (μ_i) e pela Curva de Lorenz (L_i). Como as medidas de pobreza, P_{α_i} , com $\alpha = 0, 1, 2$, 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 μ_i , L_i ou z (Barros *et al.*, 2005). Então, 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 (μ_i) e quanto resulta do processo de redistribuição ou concentração de renda intra-mesorregional (L_i).

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^{††††}) 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). Uma vantagem desta proposta de decomposição com respeito às muitas outras (Datt e Ravallion, 1992; Kakwani e Subbaro, 1991; Kakwani, 1997; Jain e Tendulkar, 1990^{††††}), é a aplicabilidade em qualquer análise distributiva, seja qual for o número e tipo de fatores determinantes considerados.

Assim, partindo-se da identidade $P = g^*(\mu, L, z)$, fixando-se a linha de pobreza, e, dados dois pontos no tempo t ($t = 1, 2$), como 1970 e 2000, mensura-se o impacto da variação da renda média (crescimento) e da concentração (ou 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 $G(1,2) = \frac{\mu_2}{\mu_1} - 1$ 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):

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

A solução da “Decomposição de Shapley” é:

$$C_G^S = \frac{1}{2} [P(\mu_2, L_2) - P(\mu_1, L_2) + P(\mu_2, L_1) - P(\mu_1, L_1)] \quad (2)$$

$$C_R^S = \frac{1}{2} [P(\mu_2, L_2) - P(\mu_2, L_1) + P(\mu_1, L_2) - P(\mu_1, L_1)]$$

em que C_G^S são atribuídos os efeitos sobre a pobreza decorrentes da mudança de renda média de μ_1 para μ_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, μ_1 , e no valor final, μ_2 . Então, a média das duas seqüências possíveis gera as contribuições dos componentes crescimento e desigualdade para a variação da pobreza.

Índice de T-Theil: $T = \sum_{i=1}^n y_i \ln Ny_i$, em que N é o tamanho da população e y_i a participação da i -ésima pessoa na renda total.

^{††††} 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, Princeton University Press, 1953. *Apud*: Shorrocks (1999).

^{††††} 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).

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)^{§§§§}. 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 (1992), Jain e Tendulkar (1990) e Kakwani e Subbaro (1990)^{***** †††††}.

Contudo, esta técnica 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). Da propriedade da transitividade tem-se que:

$$\begin{aligned}\Delta P_{ij} &= \Delta P_{1970-2000} = \Delta P_{1970-1980} + \Delta P_{1980-1991} + \Delta P_{1991-2000} \\ C_{G,ij}^S &= C_{G,1970-2000}^S = C_{G,1970-1980}^S + C_{G,1980-1991}^S + C_{G,1991-2000}^S \\ C_{R,ij}^S &= C_{R,1970-2000}^S = C_{R,1970-1980}^S + C_{R,1980-1991}^S + C_{R,1991-2000}^S\end{aligned}\quad (3)$$

sendo i e j os anos inicial e final da série, 1970 e 2000^{†††††}. 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 ($k = 1, 2, \dots, n = 1970, 1980, 1991, 2000$) 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 ($C_{i,j}^S$) pode ser obtida por 4 combinações de partições sub-período. Para o caso de $i = 1970$ e $j = 2000$ tem-se:

$$\begin{aligned}C_{1970-2000}^S &= C_{1970-1970}^S + C_{1970-2000}^S \\ C_{1970-2000}^S &= C_{1970-1980}^S + C_{1980-2000}^S \\ C_{1970-2000}^S &= C_{1970-1991}^S + C_{1991-2000}^S \\ C_{1970-2000}^S &= C_{1970-2000}^S + C_{2000-2000}^S\end{aligned}\quad (4)$$

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:

$$\begin{aligned}C_{ij}^{S*} &= \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (C_{ik}^S + C_{kj}^S) \\ C_{1970-2000}^{S*} &= \frac{1}{4} (C_{1970-1970}^S + C_{1970-2000}^S + C_{1970-1980}^S + C_{1980-2000}^S + C_{1970-1991}^S + C_{1991-2000}^S + C_{1970-2000}^S + C_{2000-2000}^S)\end{aligned}\quad (5)$$

^{§§§§} Shorrocks (1999) e Kakwani (1997) demonstram que a Decomposição de Shapley atende aos axiomas naturais.

^{*****} Para o caso especial da Decomposição de Shapley aqui empregado, que decompõe a variação da pobreza entre crescimento e redistribuição (ou 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, no presente trabalho, o método aqui exposto baseia-se nos três autores acima citados.

^{†††††} Para uma discussão detalhada das semelhanças e diferenças entre a decomposição aqui utilizada (Shapley) e as demais técnicas citadas, ver Araújo (2007).

^{†††††} 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.

Com o * identificando que o componente é calculado pelo método multi-período. Como $C_{1970-1970}^S = C_{1980-1980}^S = C_{1991-1991}^S = C_{2000-2000}^S = 0$, a equação (5) pode ser simplificada:

$$C_{1970-2000}^{S*} = \frac{1}{4} \left(2C_{1970-2000}^S + C_{1970-1980}^S + C_{1980-2000}^S + C_{1970-1991}^S + C_{1991-2000}^S \right) \quad (6)$$

De maneira análoga, calcula-se os componentes para os demais sub-períodos intermediários (1970-1980, 1970-1991, 1980-1991, 1980-2000 e 1991-2000), a partir dos cálculos bilaterais, ver Araújo (2007).

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

$$C_{il}^{S*} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (C_{ik}^S + C_{kl}^S) \quad (7)$$

$$C_{lj}^{S*} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (C_{lk}^S + C_{kj}^S) \quad (8)$$

Somando-se (7) e (8) e valendo-se da propriedade de simetria em que $C_{kl}^S = -C_{lk}^S$, tem-se:

$$C_{ij}^{S*} = C_{il}^{S*} + C_{lj}^{S*} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (C_{ik}^S + C_{kj}^S) \quad (9)$$

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.

3.4-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. 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:

$$\Delta P^\gamma = \ln P(\mu_2, L_2) - \ln P(\mu_1, L_1) \quad (10)$$

em que γ identifica que a variação na pobreza é proporcional. Os componentes redistribuição e crescimento bilaterais são obtidos da linearização da equação (2), e de maneira análoga têm-se os mesmos componentes para o caso multi-período. 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^{§§§§§}.

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

$$\eta = \frac{\Delta P^\gamma}{g_{1,2}} \quad (11)$$

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

$$\eta = \eta_G + \eta_R = \frac{C_G^{S\gamma}}{g_{1,2}} + \frac{C_R^{S\gamma}}{g_{1,2}} \quad (12)$$

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

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 (η_G) será sempre negativo, indicando uma queda na pobreza. Já se houver também uma piora na desigualdade de renda o efeito desigualdade (η_R) será positivo, indicando que o crescimento é pró-rico, pois os ricos se beneficiariam proporcionalmente mais do episódio de crescimento. O crescimento é pró-pobre quando leva a uma redistribuição em favor dos classificados como pobres, o que se traduz em um η_R negativo. Assim, o índice de crescimento pró-pobre pode ser definido como:

$$\phi = \frac{\eta}{\eta_G} \quad (13)$$

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 $\phi < 1$. Já 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 cálculo por $\phi = \frac{\eta_G}{\eta}$. Quando $\phi > 1$, a recessão é pró-pobre e pró-rico se $\phi < 1$.

4-Resultados

4.1- Renda média, mediana, desigualdade de renda e pobreza absoluta

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, passando de R\$ 92,54, em 1970, para R\$276,44, em 2000, ver TAB 4.1. Mas, este crescimento não foi contínuo ao longo das décadas, acompanhando a conjuntura macroeconômica nacional. Ademais, a renda média apresenta padrão espacial intra-estadual heterogêneo, bem como padrões de crescimento destoantes do comportamento médio do estado.

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%. 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. 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%). 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.

TABELA 4.1-Renda Domiciliar per Capita Média, Gini e T-Theil, por mesorregião, em R\$ de Agosto de 2000,1970-2000

Mesorregião	1970			1980			1991			2000		
	Média	Gini	T-Theil	Média	Gini	T-Theil	Média	Gini	T-Theil	Média	Gini	T-Theil
Noroeste de Minas	62,71	0,55	0,48	178,93	0,58	0,75	135,45	0,57	0,75	229,60	0,64	1,19
Norte de Minas	56,49	0,58	0,61	117,29	0,55	0,69	96,59	0,59	0,80	133,03	0,63	0,81
Jequitinhonha	49,87	0,60	0,70	93,61	0,54	0,73	80,94	0,57	0,77	113,97	0,62	0,83
Vale do Mucuri	55,83	0,61	0,64	122,51	0,59	0,78	106,24	0,61	0,82	152,42	0,64	0,87
T. Mineiro/A. Paranaíba	102,44	0,60	0,60	250,90	0,55	0,66	232,43	0,55	0,65	330,85	0,58	0,76
Central Mineira	79,31	0,56	0,50	187,65	0,55	0,66	150,74	0,57	0,73	226,79	0,57	0,77
Metrop. de Belo Horizonte	148,01	0,61	0,59	316,09	0,56	0,63	270,06	0,61	0,76	355,32	0,62	0,81
Vale do Rio Doce	61,84	0,61	0,59	163,95	0,58	0,72	138,37	0,60	0,77	210,54	0,61	0,79
Oeste de Minas	77,54	0,59	0,57	192,73	0,54	0,64	168,01	0,54	0,63	269,34	0,55	0,76
Sul/Sudoeste de Minas	93,28	0,58	0,56	215,28	0,55	0,70	193,35	0,57	0,70	291,10	0,57	0,72
Campo das Vertentes	88,51	0,61	0,62	195,56	0,56	0,66	156,95	0,58	0,75	237,91	0,58	0,68
Zona da Mata	86,35	0,61	0,65	190,29	0,57	0,68	168,05	0,61	0,79	255,12	0,59	0,74
Minas Gerais	92,54	0,62	0,66	217,95	0,58	0,72	192,17	0,61	0,80	276,44	0,61	0,82

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

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

Observando o Índice de Gini, percebe-se que, de 1970 a 2000, a desigualdade de renda de Minas Gerais se manteve praticamente constante, ver TAB. 4.1. Todavia, 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. Esta redução, foi contraposta pelo acirramento na década seguinte, década de 1980, passando o Gini de 0,58, em 1980, para 0,61, em 1991. A “estabilidade inaceitável” da desigualdade de renda brasileira nos anos 1990, medida pelo Gini 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. Medindo a desigualdade pelo Índice de T-Theil, o comportamento da desigualdade é um tanto diverso. Tal diferença reside no fato do T-Theil dar mais peso à cauda inferior da distribuição de renda, em comparação com o Gini (Hoffmann, 1998). Ao contrário do Índice de Gini, ao longo das décadas, o T-Theil mineiro apresentou crescimento contínuo, passando de 0,66, em 1970, para 0,82, em 2000, ver TAB. 4.1. 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.

Em 1970, a proporção de pobres (P_0) em 1970 é bastante elevada em todo do estado, 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%. 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, ver TAB. A.1.

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), 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.1. Para P_0 , 34,33% da população mineira vivia abaixo da linha de pobreza, em 1980, sendo 12,09% extremamente pobres. As mesorregiões da porção Norte ainda contribuía 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. Na década seguinte, de 1980, os indicadores mostram um acirramento da pobreza que 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%, ver TAB. A.1. 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. A última década, 1990, apresenta uma melhora nos níveis de pobreza, para os 3 indicadores. Em 2000, quase 30% da população mineira vivia abaixo desta linha de pobreza e 11,36% da de extrema pobreza. 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 %.

4.2- Decomposição temporal da Variação da Pobreza

Dado o padrão heterogêneo de distribuição da renda e da pobreza mesorregional, perpetuado ao longo das décadas, e a elevada e persistente desigualdade da renda, decompomos a variação da pobreza de cada mesorregião e de Minas Gerais para todo o período (1970-2000) e para os sub-períodos (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.

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 (2), acima. 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 a equação (5). Nas tabelas em anexo, A.2 e A.3, são reportadas as decomposições para a pobreza e extrema pobreza. Estas tabelas mostram os componentes estimados de maneira bilateral e multilateral para todas as partições, embora nos reportemos, doravante, apenas aos valores do cálculo multilateral, para o período inteiro, 1970-2000 e os sub-períodos 1970-1980, 1980-1991 e 1991-2000.

No período 1970-2000, a pobreza mineira, medida por P_0 , reduziu-se 37,85 p. p., sendo o aumento da renda média responsável por esta redução. O componente crescimento balanceado ($C_G^S = -39,19$) mais que compensa o efeito adverso da piora da concentração de renda (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. A.2. Já no Oeste de Minas, a queda em P_0 ($\Delta P = -51,17$) é atribuída não só ao aumento da renda média, responsável por 97% da variação, mas também a uma melhora distributiva. Isto é, se não houvesse variação na desigualdade de renda de 1970 para 2000, a queda em P_0 seria de 49,74 p.p., mas, a queda observada é ainda maior, por também ter ocorrido uma melhora distributiva na mesorregião, responsável por mais 1,44 p. p. desta redução. Também no Triângulo Mineiro, os dois componentes se reforçam.

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. Este efeito adverso da distribuição de renda é mais acentuado no Noroeste de Minas, que teria sua pobreza (P_0), aumentada em 10,16% na ausência de crescimento. Para as mesorregiões mais pobres, Norte de Minas, Jequitinhonha, Vale do Mucuri e Vale do Rio Doce, o C_R^S , contribui mais adversamente em relação às mesorregiões do sul do estado, de maiores rendas médias e menores índices de pobreza. No caso da extrema pobreza, o C_R^S corrobora em um maior

número de casos e em maior monta para a redução do indicador P_0 , quando comparado ao impacto sobre a pobreza, como pode ser visto nas TAB. A.2 e A.3. Contudo, no Noroeste de Minas, Norte de Minas, Jequitinhonha, Vale do Mucuri e Vale do Rio Doce, a desigualdade da *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 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, a adoção conjunta de políticas redistributivas 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.

Com a utilização das medidas de pobreza e extrema pobreza P_1 e P_2 , percebe-se que C_R^S passa a contribuir para a redução observada na pobreza e na extrema pobreza, ou aumenta seu peso relativo, em um maior número de mesorregiões. No caso das mesorregiões mais ricas, o C_R^S passa, até mesmo, a contribuir proporcionalmente mais do que o C_G^S . Mas, 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. 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, 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.

Todavia, 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, 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. 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 as 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 nas 3 décadas. 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), com o C_G^S sempre contribuindo para esta queda. Para a P_0 , somente em 4 das 12 mesorregiões (Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba, Metropolitana de Belo Horizonte, Oeste de Minas e Campo das Vertentes) o 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 p. p. em P_0 , sendo o restante da redução de 29,82 atribuído ao crescimento da renda. Para a média do estado, a queda na pobreza também é atribuída ao efeito conjunto dos dois componentes. Nas demais mesorregiões, dentre elas as mais pobres do estado, a redução verificada na P_0 poderia ter sido maior, caso o C_R^S não tivesse contribuído adversamente. Para a extrema pobreza, para a média do estado e em todas as mesorregiões, os dois componentes se reforçam. Exceção cabendo ao Noroeste de Minas. No caso da pobreza, o C_R^S indica uma piora na concentração de renda contribuindo para o aumento em P_0 . Restringindo-se aos extremamente pobres, a contribuição favorável (negativa) do 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, 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_R^S , ver TAB. A.2 e A.3.

A recessão dos anos 1980 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). Esta piora é explicada pelos dois componentes, que se reforçam *****. 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 C_R^S se eleva, neste caso, melhor refletindo a piora na concentração de renda e seu efeito imediato na pobreza.

Para a década de 1990, o aumento da renda média (C_G^S sempre negativo para todas as medidas) contribui no sentido de reduzir os indicadores em todas as mesorregiões, embora de maneira menos pronunciada como na década de 1970. A queda em P_0 é majoritariamente atribuída ao crescimento da renda, com o componente redistribuição corroborando, em pequena monta, na maioria dos casos. Nas mesorregiões Noroeste de Minas, Jequitinhonha e Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba o C_R^S 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. 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.

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 medida P_0 , ainda assim se verifica queda nos indicadores para todas as mesorregiões (e para Minas Gerais), pois o C_G^S 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. 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.

4.3- Crescimento Pró-Pobre nas mesorregiões mineiras

Partindo da definição de que o crescimento é pró-pobre 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 a Decomposição Temporal de Shapley. O cálculo do índice sintetiza os resultados apontados pelos exercícios de decomposição.

Para todo o período, 1970-2000 e utilizando-se como indicador a P_0 , o crescimento da *rdpc* de Minas Gerais pode ser considerado estritamente pró-pobre. Embora o índice seja superior a 0,75 para todas as mesorregiões, verifica-se crescimento estritamente pró-pobre apenas para 5 das 12 mesorregiões (Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba, Oeste de Minas, Sul/Sudoeste de Minas, Campo das Vertentes e Zona da Mata), como mostra a TAB. 4.2. Nas demais, o crescimento resulta em uma redistribuição não favorável ao pobre, caracterizando um processo de crescimento *trickle-*

***** 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.

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 acima, ver TAB. 4.2.

Ao contrário do observado por Kakwani e Pernia (2000), 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^{†††††}, 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.4 a A.5. 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.

Os índices calculados para todo o período, 1970-2000, parecem refletir o comportamento do sub-período 1970-1980, marcado pelo Milagre. Nesta década, utilizando-se P_0 , 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). Assim como para 1970-2000, para P_1 e 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 para todas as mesorregiões.

Na década seguinte, sub-período 1980-1991, a *rdpc* 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 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 P_0 , 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. 4.2. Resende (2006), comparando os *decis* de renda, não encontra crescimento pró-pobre no sentido de Son 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.

Os casos de crescimento empobrecedor, ou seja, crescimento com aumento do índice de pobreza, acontecem, para P_1 , nas mesorregiões Norte de Minas, Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba e Metropolitana de Belo Horizonte. Para P_2 , no Norte de Minas apenas. 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.4 e A.5.

^{†††††} O aumento do índice é decorrente do aumento do efeito da desigualdade na pobreza (η_R), agora captado pelas medidas de pobreza mais sensíveis.

TABELA 4.2-Índice de Crescimento Pró-pobre da Proporção de Pobres e Extremamente pobres (P₀), por mesorregião, 1970-2000

Mesorregião	Período	g	Pobreza				Extrema Pobreza			
			η	η_G	η_R	ϕ	η	η_G	η_R	ϕ
Nordeste de Minas	1970-1980	1,05	-0,58	-0,69	0,11	0,84	-1,65	-1,48	-0,17	1,11
	1980-1991	-0,28	-0,98	-1,00	0,03	1,03	2,34	2,03	0,31	0,87
	1991-2000	0,53	-0,83	-1,04	0,20	0,81	-0,74	-1,10	0,36	0,67
	1970-2000	1,30	-0,60	-0,76	0,16	0,79	4,42	5,17	-0,75	0,86
Norte de Minas	1970-1980	0,73	-0,47	-0,54	0,06	0,88	-1,53	-1,30	-0,23	1,17
	1980-1991	-0,19	-1,02	-0,69	-0,33	0,68	4,13	2,18	1,95	0,53
	1991-2000	0,32	-0,68	-0,67	-0,01	1,02	-0,42	-0,59	0,16	0,72
	1970-2000	1,51	-0,24	-0,31	0,07	0,77	2,92	4,09	-1,17	0,71
Jequitinhonha	1970-1980	0,63	-0,37	-0,43	0,05	0,87	-1,27	-1,09	-0,17	1,16
	1980-1991	-0,15	-0,65	-0,56	-0,09	0,86	1,56	0,89	0,67	0,57
	1991-2000	0,34	-0,55	-0,59	0,03	0,94	-0,37	-0,46	0,10	0,79
	1970-2000	0,83	-0,40	-0,47	0,07	0,85	4,08	4,92	-0,84	0,83
Vale do Mucuri	1970-1980	0,79	-0,40	-0,46	0,06	0,87	-1,13	-1,01	-0,12	1,12
	1980-1991	-0,14	-0,93	-0,64	-0,29	0,69	1,61	0,87	0,74	0,54
	1991-2000	0,36	-0,69	-0,66	-0,02	1,04	-0,41	-0,46	0,04	0,90
	1970-2000	1,00	-0,42	-0,50	0,08	0,84	5,25	6,12	-0,86	0,86
Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba	1970-1980	0,90	-1,10	-0,93	-0,17	1,19	-2,42	-1,42	-1,00	1,71
	1980-1991	-0,08	-2,34	-1,71	-0,64	0,73	1,65	0,89	0,76	0,54
	1991-2000	0,35	-1,50	-1,51	0,01	0,99	-0,66	-0,77	0,12	0,85
	1970-2000	1,17	-1,14	-1,06	-0,09	1,08	27,38	20,69	6,69	1,32
Central Mineira	1970-1980	0,86	-0,77	-0,82	0,05	0,93	-2,22	-1,60	-0,62	1,39
	1980-1991	-0,22	-1,52	-1,13	-0,39	0,74	3,64	2,14	1,51	0,59
	1991-2000	0,41	-1,31	-1,22	-0,10	1,08	-0,94	-0,93	0,00	1,00
	1970-2000	1,05	-0,82	-0,91	0,09	0,90	6,62	6,08	0,54	1,09
Metrop. de Belo Horizonte	1970-1980	0,76	-1,24	-0,96	-0,29	1,30	-2,86	-1,51	-1,35	1,90
	1980-1991	-0,16	-2,96	-1,34	-1,62	0,45	7,07	2,53	4,54	0,36
	1991-2000	0,27	-1,29	-1,23	-0,06	1,05	-0,43	-0,43	0,00	0,99
	1970-2000	0,88	-0,95	-0,97	0,02	0,98	8,30	6,54	1,76	1,27
Vale do Rio Doce	1970-1980	0,97	-0,51	-0,55	0,05	0,92	-1,24	-1,05	-0,19	1,18
	1980-1991	-0,17	-0,93	-0,77	-0,16	0,82	1,51	0,98	0,54	0,64
	1991-2000	0,42	-0,89	-0,84	-0,06	1,07	-0,58	-0,58	-0,01	1,01
	1970-2000	1,23	-0,58	-0,62	0,04	0,94	6,80	6,66	0,14	1,02
Oeste de Minas	1970-1980	0,91	-0,83	-0,77	-0,06	1,08	-2,09	-1,34	-0,75	1,56
	1980-1991	-0,14	-1,41	-1,19	-0,21	0,85	1,43	0,80	0,63	0,56
	1991-2000	0,47	-1,69	-1,47	-0,22	1,15	-1,31	-1,11	-0,19	1,17
	1970-2000	1,25	-1,09	-0,99	-0,11	1,11	16,24	12,38	3,86	1,31
Sul/ Sudoeste de Minas	1970-1980	0,84	-0,91	-0,84	-0,06	1,08	-2,17	-1,37	-0,79	1,58
	1980-1991	-0,11	-1,89	-1,22	-0,67	0,65	1,58	0,70	0,88	0,44
	1991-2000	0,41	-1,62	-1,47	-0,16	1,11	-1,14	-1,01	-0,13	1,13
	1970-2000	1,14	-1,07	-1,03	-0,04	1,04	18,66	14,82	3,84	1,26
Campo das Vertentes	1970-1980	0,79	-0,80	-0,75	-0,05	1,07	-2,36	-1,58	-0,79	1,50
	1980-1991	-0,22	-1,40	-1,06	-0,34	0,76	3,12	1,98	1,14	0,64
	1991-2000	0,42	-1,26	-1,13	-0,13	1,12	-0,94	-0,87	-0,07	1,08
	1970-2000	0,99	-0,86	-0,84	-0,02	1,03	6,77	5,47	1,30	1,24
Zona da Mata	1970-1980	0,79	-0,70	-0,67	-0,02	1,04	-1,66	-1,17	-0,49	1,42
	1980-1991	-0,12	-1,78	-0,92	-0,86	0,52	1,62	0,62	1,00	0,38
	1991-2000	0,42	-1,32	-1,10	-0,23	1,21	-0,97	-0,77	-0,20	1,26
	1970-2000	1,08	-0,81	-0,81	-0,01	1,01	11,72	10,09	1,63	1,16
Minas Gerais	1970-1980	0,86	-0,76	-0,72	-0,04	1,05	-1,70	-1,20	-0,50	1,41
	1980-1991	-0,13	-1,75	-1,10	-0,66	0,63	1,99	0,96	1,03	0,48
	1991-2000	0,36	-1,18	-1,05	-0,13	1,12	-1,47	-1,41	-0,06	1,04
	1970-2000	1,09	-0,78	-0,79	0,01	0,99	10,37	9,23	1,13	1,12

NOTA I: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar *per capita* (rdpc) 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.

NOTA III: g=crescimento da renda domiciliar *per capita*, η =elasticidade da pobreza em relação ao crescimento, η_G =efeito renda do crescimento na pobreza,

η_R =efeito da desigualdade na pobreza, ϕ =índice de crescimento pró-pobre de Kakwani e Pernia (2000).

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

5. Considerações Finais

O presente artigo 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. 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, este trabalho procurou preencher esta lacuna.

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.

Os exercícios de decomposição temporal mostram 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 por P_0 . Mas, 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 análise, somente no período do milagre os pobres e extremamente pobres se beneficiaram proporcionalmente mais que os não pobres do crescimento econômico.

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. Ademais, a adoção conjunta de políticas redistributivas 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. 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.

Referências Bibliográficas

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.

ARAUJO, Taiana Fortunato. **As inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento nas mesorregiões mineiras, 1970-2000**. 2007. 205f. Dissertação (mestrado) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2007.

BARRETO, Flávio Ataliba. **Crescimento econômico, pobreza e desigualdade: o que sabemos sobre eles?** Fortaleza, CE: UFC/CAEN/LEP, 2005. (Ensaio 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, R.P.; HENRIQUES, R., MENDONÇA, R. 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.

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).

- 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.
- 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).
- CORSEUIL, C.H.; FOGUEL, M.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.
- 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.
- EXPERT GROUP ON POVERTY STATISTICS. 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, F.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.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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, E.M. What is pro-poor growth? **Asian Development Review**, v. 18, n. 1, p. 1-16, 2000.
- 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).

- 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).
- 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).
- 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.
- 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. **Pro-poor growth: a primer**. Washington, D.C.: World Bank, 2004. 28 p. (Policy research working paper; 3242).
- RAVALLION, M.; CHEN, S. 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).
- ROCHA, Sonia. **Pobreza no Brasil: afinal, de que se trata?** 3. ed. Rio de Janeiro: FGV, 2006. 244 p.
- 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.
- SHORROCKS, Anthony F. **Decomposition procedures for distributional analysis**: a unified framework based on the Shapley value. University of Essex, 1999. Mimeogr.
- SILVEIRA NETO, R.M.. 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.
- SIMÃO, R.C.S. **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.
- TOCHETTO, D.G.; RIBEIRO, E.P.; COMIM, F.V.; PORTO JUNIOR, S.S.. 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).
- 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).

TABELA A.1 - Medidas de Pobreza Absoluta para a renda domiciliar per capita, por mesorregião, 1970-2000

Table with columns: Mesorregião, Ano, P0, P1, P2 (for Pobreza) and P0, P1, P2 (for Extrema Pobreza). Rows list various Brazilian mesoregions from 1970 to 2000.

NOTA1: Medidas calculadas a partir da renda domiciliar per capita (rdpc), linha de pobreza absoluta de R\$74,50 e de extrema pobreza de R\$37,75. NOTAI1: 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 - Decomposição Temporal dos Indicadores de Extrema Pobreza (Po, P1, P2) para a renda domiciliar per capita, por Mesorregião, 1970-2000

Large table with columns: Mesorregião, Período, and multiple columns for indicators under 'Projeção de Pobreza (P.)', 'Renda de Pobreza (P.)', and 'Severidade da Pobreza (P.)'. Rows list mesoregions and their corresponding years.

NOTA1: Médias calculadas a partir da renda domiciliar per capita (rdpc) e linha de pobreza absoluta de R\$74,50. NOTAI1: Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos. Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

TABELA A.4-Índice de Crescimento Pró-pobre do Hiato de Pobreza e Extrema Pobreza (P1), por mesorregião, 1970-2000

Mesorregião	Período	g	Pobreza				Extrema Pobreza			
			η	η_G	η_R	ϕ	η	η_G	η_R	ϕ
Nordeste de Minas	1970-1980	1,05	-0,86	-0,10	-0,96	1,12	-1,03	-0,61	-1,64	1,59
	1980-1991	-0,28	-1,25	-0,05	-1,30	0,96	-1,67	-0,04	-1,71	0,98
	1991-2000	0,53	-1,20	0,46	-0,74	0,61	-1,28	1,24	-0,94	0,03
Norte de Minas	1970-1980	1,30	-0,91	0,11	-0,80	0,87	-1,00	0,02	-0,07	0,98
	1980-1991	0,73	-0,77	-0,16	-0,92	1,21	-1,02	-0,78	-1,80	1,77
	1991-2000	-0,19	-1,02	-0,83	-1,85	0,55	-1,54	-1,86	-3,40	0,45
Jequitinhonha	1970-1980	1,51	-0,43	0,10	-0,33	0,76	-0,54	0,13	-0,41	0,76
	1980-1991	0,63	-0,68	-0,17	-0,85	1,25	-0,95	-0,76	-1,70	1,80
	1991-2000	-0,15	-0,89	-0,58	-1,46	0,61	-1,41	-1,62	-3,03	0,47
Vale do Mucuri	1970-1980	0,83	-0,70	0,10	-0,60	0,86	-0,94	0,08	-0,86	0,91
	1980-1991	-0,14	-0,68	-0,11	-0,79	1,16	-0,93	-0,59	-1,52	1,64
	1991-2000	0,36	-0,91	0,19	-0,72	0,79	-1,48	-1,53	-3,01	0,49
Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba	1970-1980	1,00	-0,73	0,08	-0,65	0,89	-0,95	0,02	-0,93	0,98
	1980-1991	0,90	-1,02	-0,70	-1,73	1,69	-1,14	-1,69	-2,83	2,49
	1991-2000	-0,08	-1,72	-1,58	-3,29	0,52	-2,08	-2,05	-4,13	0,50
Central Mineira	1970-1980	1,17	-1,15	-0,36	-1,51	1,31	-1,09	-0,74	-1,83	1,68
	1980-1991	0,86	-0,96	-0,35	-1,14	1,36	-1,14	-1,28	-2,41	2,13
	1991-2000	0,41	-1,39	0,02	-1,37	0,99	-1,45	0,63	-0,83	0,57
Metrop. de Belo Horizonte	1970-1980	0,76	-1,02	-0,85	-1,87	1,83	-1,06	-1,94	-3,00	2,83
	1980-1991	-0,16	-1,52	-2,30	-3,82	0,40	-1,68	-3,34	-5,03	0,33
	1991-2000	0,88	-1,03	-0,25	-1,28	1,25	-0,98	-0,66	-1,65	1,68
Vale do Rio Doce	1970-1980	0,97	-0,72	-0,16	-0,88	1,22	-0,90	-0,63	-1,53	1,70
	1980-1991	-0,17	-1,05	-0,47	-1,52	0,69	-1,50	-1,02	-2,52	0,60
	1991-2000	0,42	-1,04	0,09	-0,95	0,91	-1,24	0,55	-0,68	0,55
Oeste de Minas	1970-1980	1,23	-0,79	-0,03	-0,82	1,04	-0,93	-0,17	-1,10	1,18
	1980-1991	-0,14	-1,48	-0,74	-2,21	0,67	-1,96	-2,12	-4,08	0,48
	1991-2000	0,47	-1,59	-0,26	-1,85	1,16	-1,51	0,10	-1,40	0,93
Sul/Sudoeste de Minas	1970-1980	1,25	-1,13	-0,36	-1,49	1,32	-1,18	-0,73	-1,92	1,62
	1980-1991	0,84	-0,99	-0,50	-1,49	1,51	-1,15	-1,50	-2,65	2,30
	1991-2000	-0,11	-1,55	-1,19	-2,74	0,57	-2,08	-2,50	-4,58	0,45
Campo das Vertentes	1970-1980	1,14	-1,15	-0,32	-1,47	1,27	-1,21	-0,74	-1,95	1,61
	1980-1991	-0,22	-1,34	-0,63	-1,97	0,68	-1,82	-1,32	-3,13	0,58
	1991-2000	0,42	-1,34	-0,04	-1,38	1,03	-1,54	0,45	-1,09	0,71
Zona da Mata	1970-1980	0,99	-1,01	-0,25	-1,26	1,25	-1,16	-0,63	-1,79	1,54
	1980-1991	0,79	-0,84	-0,35	-1,18	1,42	-1,01	-1,10	-2,12	2,09
	1991-2000	-0,12	-1,21	-1,56	-2,77	0,44	-1,66	-3,16	-4,82	0,34
Minas Gerais	1970-1980	1,08	-0,95	-0,18	-1,13	1,19	-1,08	-0,45	-1,53	1,42
	1980-1991	0,86	-0,85	-0,38	-1,23	1,45	-0,98	-1,09	-2,08	2,11
	1991-2000	0,36	-1,18	0,03	-1,15	0,97	-1,22	0,69	-0,53	0,44

NOTA1: Médias calculadas a partir da renda domiciliar per capita (rdpc) e linha de pobreza absoluta de R\$75,50.

NOTA1 - Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTA II - g=crescimento da renda domiciliar per capita, η =elasticidade da pobreza em relação ao crescimento, η_G =efeito da pobreza no crescimento, η_R =efeito da desigualdade na pobreza, ϕ =índice de crescimento pró-pobre de Kakwani e Pernia (2000).

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.

TABELA A.5-Índice de Crescimento Pró-pobre da Severidade da Pobreza e da Extrema Pobreza (P2), por mesorregião, 1970-2000

Mesorregião	Período	g	Pobreza				Extrema Pobreza			
			η	η_G	η_R	ϕ	η	η_G	η_R	ϕ
Nordeste de Minas	1970-1980	1,05	-0,91	-0,34	-1,25	1,37	-0,96	-0,97	-1,92	2,01
	1980-1991	-0,28	-1,40	-0,06	-1,46	0,96	-1,53	0,30	-1,24	1,24
	1991-2000	0,53	-1,22	0,77	-0,45	0,37	-1,02	1,88	0,85	-0,83
Norte de Minas	1970-1980	1,30	-0,93	0,05	-0,88	0,94	-0,86	-0,08	-0,94	1,09
	1980-1991	0,73	-0,73	-0,36	-1,09	1,49	-1,02	-1,33	-2,35	2,30
	1991-2000	-0,19	-0,52	-0,51	-0,93	0,50	-0,22	-0,71	-0,93	0,24
Jequitinhonha	1970-1980	1,51	-0,43	0,09	-0,34	1,56	-0,57	-0,05	-0,52	0,98
	1980-1991	0,63	-0,79	-0,44	-1,23	1,79	-0,97	-1,33	-2,30	2,38
	1991-2000	-0,15	-1,09	-0,97	-2,06	0,53	-1,54	-2,00	-3,54	0,44
Vale do Mucuri	1970-1980	0,83	-0,81	0,07	-0,73	0,91	-0,92	0,01	-0,90	0,99
	1980-1991	-0,14	-1,15	-1,01	-2,17	0,53	-1,59	-1,63	-3,22	0,49
	1991-2000	0,34	-0,95	0,57	-0,38	0,40	-1,09	1,64	0,55	-0,51
Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba	1970-1980	1,00	-0,82	0,04	-0,78	1,00	-0,82	-0,09	-1,02	1,09
	1980-1991	0,90	-1,04	-1,15	-2,19	2,10	-0,99	-2,17	-3,16	3,20
	1991-2000	-0,08	-1,85	-1,86	-3,71	0,50	-1,41	-0,53	-1,94	0,73
Central Mineira	1970-1980	1,17	-1,12	-0,56	-1,67	1,50	-0,86	-0,94	-1,81	2,09
	1980-1991	0,86	-1,01	-0,75	-1,76	1,75	-1,04	-1,85	-2,89	2,78
	1991-2000	0,41	-1,41	0,24	-1,17	0,83	-1,66	-1,59	-3,25	0,51
Metrop. de Belo Horizonte	1970-1980	0,76	-1,02	-1,35	-2,36	2,32	-0,91	-2,50	-3,42	3,74
	1980-1991	-0,16	-1,58	-2,71	-4,29	0,37	-1,37	-2,59	-4,26	0,32
	1991-2000	0,27	-1,24	0,67	-0,58	0,46	-0,81	2,46	1,64	-2,02
Vale do Rio Doce	1970-1980	0,88	-0,79	-0,47	-1,46	1,47	-0,80	-0,88	-1,68	2,10
	1980-1991	-0,17	-1,22	-0,67	-1,90	0,64	-1,53	-0,96	-2,49	0,61
	1991-2000	0,41	-1,57	0,01	-1,56	1,00	-1,10	0,98	-0,12	1,11
Oeste de Minas	1970-1980	1,23	-0,84	-0,11	-0,95	1,13	-0,87	-0,28	-1,15	1,32
	1980-1991	0,91	-1,00	-0,86	-1,86	1,86	-1,08	-1,92	-2,99	2,78
	1991-2000	-0,14	-1,64	-1,18	-2,82	0,58	-1,88	-2,26	-4,14	0,45
Sul/Sudoeste de Minas	1970-1980	1,25	-1,14	-0,55	-1,69	1,48	-0,99	-0,92	-1,92	1,93
	1980-1991	0,84	-1,03	-0,93	-1,96	1,90	-1,07	-2,08	-3,15	2,94
	1991-2000	-0,11	-1,72	-1,63	-3,36	0,51	-1,89	-2,12	-4,02	0,47
Campo das Vertentes	1970-1980	1,14	-1,16	-0,53	-1,69	1,46	-1,00	-0,97	-1,98	1,97
	1980-1991	-0,22	-1,51	-0,87	-2,38	0,64	-1,76	-1,44	-3,20	0,65
	1991-2000	0,42	-1,40	0,14	-1,26	0,90	-1,26	1,06	-0,20	1,16
Zona da Mata	1970-1980	0,99	-1,06	-0,44	-1,50	1,42	-1,02	-0,85	-1,87	1,83
	1980-1991	0,79	-0,90	-0,69	-1,59	1,76	-0,99	-1,68	-2,67	2,70
	1991-2000	-0,12	-1,38	-2,15	-3,52	0,39	-1,71	-3,74	-5,44	0,31
Minas Gerais	1970-1980	1,08	-1,00	-0,32	-1,32	1,32	-0,97	-0,61	-1,32	1,63
	1980-1991	-0,13	-1,39	-1,81	-3,20	0,43	-1,64	-2,62	-4,26	0,38
	1991-2000	0,36	-1,18	0,30	-0,88	0,74	-1,18	0,49	-0,67	0,58

NOTA1: Médias calculadas a partir da renda domiciliar per capita (rdpc) e linha de pobreza absoluta de R\$75,50.

NOTA1 - Para 1970, a renda foi imputada para os 6% ocupados que não declararam rendimentos.

NOTA II - g=crescimento da renda domiciliar per capita, η =elasticidade da pobreza em relação ao crescimento, η_G =efeito da pobreza no crescimento, η_R =efeito da desigualdade na pobreza, ϕ =índice de crescimento pró-pobre de Kakwani e Pernia (2000).

Fonte primária: Censos Demográficos de 1970 a 2000.