



### O Retrato de uma Década: A Relação entre o Índice Alkire-Foster, as Políticas Sociais e os Indicadores Econômicos dos Municípios da Bahia (2000-2010)

*Fernanda Calasans Costa Lacerda Pessoti<sup>1</sup>*  
*Henrique Tomé da Costa Mata<sup>2</sup>*

**Resumo:** Este artigo investiga a pobreza multidimensional nos municípios baianos, elaborando um modelo econométrico de dados em painel. O objetivo é identificar os efeitos das políticas sociais e dos indicadores econômicos sobre o nível de pobreza desses municípios, fundamentando-se nas discussões sobre o desenvolvimento econômico da Bahia e nas abordagens das Capacitações e das Necessidades Básicas. O modelo econométrico proposto utiliza o Índice Alkire-Foster de pobreza multidimensional, construído com base nos microdados dos Censos 2000 e 2010, como variável dependente e variáveis explicativas associadas às políticas sociais e aos indicadores econômicos. Além disso, inclui a proporção de idosos na população como variável de controle e a variável categórica que divide os municípios segundo critérios populacionais, com o intuito de averiguar as diferenças dos efeitos das variáveis explicativas entre os municípios. De acordo com as estimativas, as variáveis econômicas afetam significativamente o índice de pobreza dos municípios baianos, sendo o mesmo observado para as variáveis proporção de benefícios assistenciais e proporção de idosos. A proporção de benefícios previdenciários não contribui para a diminuição da pobreza, segundo as estimativas do modelo, que também apontam que há diferença estatisticamente significativa apenas entre os municípios pequenos e aqueles com população superior a 100 mil habitantes.

**Palavras-chave:** Bahia. Dados em painel. Índice Alkire-Foster. Pobreza multidimensional.

### The Portrait of a Decade: The Relationship Between The Alkire-Foster Index, Social Policies, And Economic Indicators In The Municipalities Of Bahia (2000-2010)

**Abstract:** This article investigates multidimensional poverty in the municipalities of Bahia, developing an econometric panel data model. The objective is to identify the effects of social policies and economic indicators on the poverty level of these municipalities, based on discussions about the economic development of Bahia and the approaches of Capabilities and Basic Needs. The proposed econometric model uses the Alkire-Foster Index of multidimensional poverty, constructed based on microdata from the 2000 and 2010 Censuses, as the dependent variable and explanatory variables associated with social policies and economic indicators. Additionally, it includes the proportion of elderly people in the population as a control variable and a categorical variable that divides the municipalities according to population criteria, with the aim of investigating the differences in the effects of the explanatory variables between municipalities. According to the estimates, economic variables significantly affect the poverty index of Bahian municipalities, with the same observed for the variables proportion of social benefits and proportion of elderly people. The proportion of pension benefits does not contribute to the reduction of poverty, according to the model estimates, which also indicate that there is a statistically significant difference only between small municipalities and those with a population over 100,000 inhabitants.

**Keywords:** Bahia. Panel data. Alkire-Foster Index. Multidimensional poverty.

<sup>1</sup>Doutora em Economia pela Universidade Federal da Bahia (PPGE/UFBA). ID ORCID 0000-0002-1351-9974. Professora Adjunta da Área de Economia do Departamento de Ciências Sociais Aplicadas (DCSA) da UESB. Email: fernanda.pessoti@uesb.edu.br.

<sup>2</sup>Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Professor Associado IV no Departamento de Economia da Faculdade de Economia - Universidade Federal da Bahia. Email: hnrmeta@ufba.br.

## Introdução

Os estudos sobre a pobreza multidimensional revelam que vários são os fatores que podem afetar a condição de pobreza das populações. Tal fato é logicamente esperado diante da característica multivariada das análises fundamentadas no entendimento da pobreza como fenômeno cuja origem e manifestações são diversas. Além disso, as heterogeneidades individuais também são elementos que interferem na situação de carência, conforme destacado por Sen (2001; 2010).

Ao se trabalhar com dados agregados, as dificuldades em identificar os fatores que afetam a pobreza permanecem, haja vista que tais fatores precisam atingir o conjunto das unidades de análise investigadas. A transição da análise do nível micro (indivíduo) para o nível macro (município, estado, país etc) requer que se considere certa homogeneidade da pobreza, o que pode resultar, muitas vezes, em uma interpretação simplificada das condições sociais. No entanto, as análises agregadas de pobreza contribuem para o melhor entendimento da realidade socioeconômica dos espaços investigados e auxiliam na formulação de políticas que tenham por objetivo a satisfação de necessidades básicas das populações avaliadas.

Entre os condicionantes da pobreza multidimensional, as variáveis de nível de atividade econômica são constantemente citadas (BEZERRA; KHAN; ROCHA, 2015; SERRA, 2017; FERREIRA, 2018). Se a renda é um elemento frequentemente incluído nas análises baseadas nos indivíduos, o Produto Interno Bruto (PIB) é o seu substituto nas análises espacialmente agregadas. A participação do setor primário na composição da estrutura produtiva é outro fator costumeiramente associado à pobreza, acompanhado de indicadores de desigualdade de renda, como o Coeficiente de Gini. No lado social, variáveis relacionadas à educação – como taxa de analfabetismo, cobertura escolar – e à infraestrutura de serviços públicos – como saneamento, abastecimento de água, energia, transporte – são, em geral, as mais mencionadas.

Trabalhos econométricos que tenham como elemento central de análise a pobreza multidimensional ainda são escassos no Brasil. Alguns estudos avaliam fatores multivariados que afetam a pobreza, mas esta é incorporada aos modelos com base na delimitação por renda (abordagem unidimensional). É o caso dos trabalhos de Puchale, Pereira e Freitas (2019) e Vieira, Anjos e Veloso (2016).

Serra (2017) elabora modelos econométricos para analisar espacialmente a pobreza nos municípios brasileiros, considerando a diferenciação entre as áreas urbanas e rurais. Para isso, a autora estima modelos de regressão espacial com variáveis explicativas relacionadas à renda e à desigualdade, no primeiro modelo, e ao padrão setorial de crescimento, no segundo modelo.

Ambas as estimativas são feitas para dois tipos de variáveis dependentes: a variação da pobreza monetária e a variação da pobreza multidimensional (SERRA, 2017). A investigação revelou que o impacto do aumento da renda sobre a pobreza é menor nas áreas rurais.

Ferreira (2018) também utiliza um indicador de pobreza multidimensional como variável dependente de modelo de dados em painel para analisar a pobreza nos estados brasileiros. As variáveis explicativas se referem às despesas públicas com saúde e educação, renda domiciliar, crescimento econômico e participação da força de trabalho na População em Idade Ativa (PIA). Após as estimações, observou-se que as variáveis que afetam diretamente a renda dos indivíduos têm efeito maior sobre a redução da pobreza multidimensional do que aquelas relacionadas às despesas públicas, embora essas últimas sejam estaticamente significativas (FERREIRA, 2018).

Bezerra, Khan e Rocha (2015) investigam os condicionantes da pobreza multidimensional nos municípios do Ceará para os anos censitários de 1991, 2000 e 2010 utilizando o modelo de dados em painel. O indicador de pobreza multidimensional é elaborado e usado como variável dependente no modelo. As variáveis explicativas se referem aos investimentos públicos (saúde, infraestrutura escolar e serviços básicos domiciliares), educação (analfabetismo), atividade rural (população ocupada, produtividade da agropecuária e participação dos minifúndios) e indicador de bem-estar (construído com base no rendimento domiciliar e no coeficiente de Gini) (BEZERRA; KHAN; ROCHA, 2015). Os resultados apontam que as variáveis escolhidas afetam significativamente a pobreza multidimensional nos municípios cearenses, com os sinais esperados para os efeitos.

Com base nos trabalhos mencionados, nota-se que o efeito da renda sobre a redução da pobreza multidimensional é constatado pelas análises econométricas. Tal efeito é esperado, dado o aumento da capacidade de promover melhorias domiciliares (água canalizada, banheiro, aquisição de bens, entre outros) que o incremento de renda oferece. Isso, contudo, não deve implicar em ser o aumento da renda o objetivo primaz de redução de pobreza. Além disso, a forma como esse aumento ocorre é importante, haja vista que fatores como sazonalidade, desigualdade e dependência interferem diretamente no modo de apropriação da renda.

As políticas sociais de transferência direta de renda são um exemplo de incremento de renda capaz de melhorar as condições sociais das populações beneficiadas. No entanto, é necessário que tais políticas estejam fundamentadas em princípios de cidadania, livres de estigmas e sejam vistas como direitos, o que requer compromisso público com a sua manutenção e expansão.

Este trabalho tem o intuito de analisar alguns elementos que afetam a pobreza multidimensional nos municípios da Bahia, apresentando um modelo econométrico de dados em

painel que considera indicadores econômicos e de cobertura previdenciária e assistencial. Estes últimos elementos foram incluídos na análise diante da relevância que os benefícios previdenciários e assistenciais possuíam na economia dos municípios baianos nas duas primeiras décadas do século XXI, sendo superiores, em valor, às transferências recebidas pelo Fundo de Participação dos Municípios (FPM) (PESSOTI, 2020). Soma-se a essa relevância o argumento de que os direitos garantidos por este campo da política social motivam a condição de agente dos indivíduos, defendida por Sen (2001; 2003; 2010) como aspecto central do desenvolvimento humano, no qual se fundamenta a análise de pobreza multidimensional.

O Índice Alkire-Foster (IAF) é a variável dependente do modelo estimado. Este índice foi calculado com base nos dados do Censo Demográfico 2000 e 2010 e seguindo a metodologia e composição proposta por Alkire e Foster (2007) e aprimorada por Alkire e Santos (2010). O IAF foi calculado para o conjunto de municípios baianos, com exceção dos municípios de Luís Eduardo Magalhães e Barrocas, que não fizeram parte do Censo 2000. Com isso, o número de unidades analisadas em cada ano foi de 415. A justificativa para o uso dos microdados do Censo é que estes permitem a agregação das variáveis por município, não sendo possível chegar a este nível de espacialidade com outras pesquisas de informações socioeconômicas sistematicamente divulgadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A escolha por esse período se justifica pelo fato de se tratar dos últimos anos de realização dessa pesquisa com microdados disponíveis.

As variáveis explicativas observáveis do modelo proposto foram divididas em dois grupos: políticas sociais e indicadores econômicos. Uma variável categórica de grupos de municípios e uma variável de controle (percentual de idosos na população) complementam o conjunto de regressores.

Esse conjunto de variáveis é exposto na seção a seguir, juntamente com as justificativas para a escolha de cada uma delas. Ainda nesta seção também é informada a fonte dos dados incluídos na análise. Na terceira seção, o modelo econométrico de investigação da pobreza multidimensional é formalmente especificado. Os resultados encontrados e sua interpretação são o tema da última seção.

### **Fonte dos Dados e Seleção das Variáveis**

A construção de um modelo econométrico para analisar a pobreza não é uma tarefa simples, uma vez que as variáveis explicativas precisam ser independentes e também devem possuir baixa correlação entre si e entre os fatores não especificados. Além disso, muitos aspectos que afetam a pobreza não são observáveis ou mensuráveis, como algumas características pessoais, no

caso de indivíduos, e características histórico-culturais, no caso de localidades. Segundo Alkire e outros (2015, p. 3),

*[...] when modelling the probability of a household being in monetary poverty, various health- and education-related variables, which are not embedded in the monetary poverty measures, are used as exogenous variables. In a multidimensional case, these exogenous variables may be used directly to construct the poverty measure and so the probability models at the household level are subject to a potential endogeneity issue.*

Deste modo, o problema de endogeneidade é um desafio a ser superado nos estudos de pobreza multidimensional. Com base na análise econômica dos municípios baianos, na discussão feita por Pessoti (2020) sobre o papel das transferências sociais para esses municípios e nos trabalhos econométricos sobre a pobreza multidimensional, três grupos de variáveis explicativas foram selecionados: *i) benefícios sociais; ii) indicadores de atividade econômica; e iii) controle.*

O primeiro grupo é composto por duas variáveis: *proporção da população que recebe benefícios previdenciários* e *a proporção da população que recebe benefícios assistenciais*, ambas do Regime Geral de Previdência Social (RGPS). Não foram considerados os benefícios dos Regimes Próprios de Previdência Pública (RPPP) com o objetivo de diminuir/eliminar a correlação com a participação da Administração Pública no nível de atividade econômica dos municípios. Na elaboração dessas variáveis foram utilizadas informações censitárias de população e de número de beneficiários do RGPS, disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2003; 2012) e pela Secretaria da Previdência Social<sup>3</sup> (BRASIL, 2019).

*Produto Interno Bruto municipal, rendimento médio e proporção da população ocupada em atividades rurais* são as variáveis que compõem o segundo grupo de indicadores relacionados à atividade econômica dos municípios baianos. O PIB municipal foi empregado a preços constantes do ano de 2000 (IPEA, 2019). O rendimento médio se refere ao rendimento nominal médio mensal de todos os trabalhos das pessoas ocupadas, extraído das informações dos censos 2000 e 2010 (IBGE, 2003; 2012). Os valores para o ano 2000 foram deflacionados pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) para valores de 2010. A opção pelo IPCA é em razão deste índice abranger 90% das famílias em áreas urbanas, que auferem de 1 a 40 salários mínimos. A terceira variável componente deste grupo foi construída com base na população ocupada e no tipo de atividade econômica na qual o indivíduo estava vinculado na semana de referência dos censos demográficos. Esta variável foi incluída no modelo com base no trabalho de Bezerra, Kahn e Rocha (2015).

<sup>3</sup>Para o ano 2000, os dados foram solicitados diretamente à Secretaria de Previdência Social, por não estarem disponíveis online.

Refere-se à estrutura produtiva do município e relaciona a agricultura à atividade de baixo valor agregado e, portanto, a uma estrutura produtiva pobre.

As duas variáveis que complementam a análise são: *percentual de idosos na população* e *grupos de municípios por número de habitantes*. A primeira tenta isolar o efeito que uma população com maior número de idosos pode provocar nas informações previdenciárias e assistenciais, haja vista que a condição necessária para a concessão de parcela considerável dos benefícios é a idade igual ou superior a 60 anos. A segunda variável trata das discrepâncias entre os municípios de porte populacional distintos. Ela é composta por quatro categorias: 1) municípios com até 20 mil habitantes; 2) municípios com mais de 20 mil e até 50 mil habitantes; 3) municípios com mais de 50 mil e até 100 mil habitantes; e 4) municípios com mais de 100 mil habitantes. O objetivo é identificar se existem diferenças nos condicionantes da pobreza multidimensional entre os grupos de municípios baianos. Ambas as variáveis foram construídas com base nas informações de população dos censos 2000 e 2010 (IBGE, 2003; 2012).

O modelo proposto pode, então, ser formalmente especificado por:

$$MPI_{mun,t} = \beta_0 + \beta_1 prev_{mun,t} + \beta_2 assist_{mun,t} + \beta_3 PIB_{mun,t} + \beta_4 rend_{mun,t} + \beta_5 ocup_{mun,t} + \beta_6 idoso_{mun,t} + \beta_7 peqmun_{mun,t}$$

em que:

$MPI$  = índice Alkire-Foster;

$prev$  =  $\ln$  total dos benefícios previdenciários em relação à população do município;

$assist$  =  $\ln$  total dos benefícios assistenciais em relação à população do município;

$PIB$  =  $\ln$  Produto Interno Bruto municipal;

$rend$  =  $\ln$  rendimento médio de todos os trabalhos das pessoas ocupadas no município;

$ocup$  =  $\ln$  população ocupada em atividades rurais no município;

$idoso$  =  $\ln$  percentual da população idosa em relação à população total do município;

$peqmun$  = categorias de municípios de acordo com o número de habitantes:

1 = municípios com até 20 mil habitantes;

2 = municípios com mais de 20 mil e até 50 mil habitantes;

3 = municípios com mais de 50 mil e até 100 mil habitantes;

4 = municípios com mais de 100 mil habitantes.

$mun$  = município do estado da Bahia;

$t$  = ano (2000 e 2010).

Os valores das variáveis explicativas foram transformados para o logaritmo natural, com exceção da variável categórica *peqmun*. Essa transformação objetiva facilitar a interpretação dos resultados, mantendo o padrão de avaliação para todas as variáveis. O método de investigação empregado é a análise de dados em painel, que possui a vantagem de permitir a construção de modelos que considerem variações ao longo do tempo para unidades distintas de análise. Segundo Cameron e Trivedi (2005, p. 697), a maior vantagem dos dados em painel é aumentar a precisão da estimação, seguida pela possibilidade de considerar heterogeneidade individual não observada (método de efeitos fixos) e a dinâmica do comportamento dos indivíduos ao longo do tempo. Essas duas últimas características dos dados em painel também são ressaltadas por Wooldridge (2002, p. 169).

Alkire e outros (2015) chamam a atenção para a especificidade do uso do Índice Alkire-Foster como variável dependente em investigações econométricas, haja vista se tratar de um índice com características de

*[...] fractional (proportional) variables bounded between zero and one with the possibility of observing values at the boundaries. [...] Thus specifying a linear model, which assumes that the endogenous variable and its mean take any value in the real line, and estimating it by ordinary least squares is not the right strategy, as this ignores the shape of the distribution of these dependent variables. (ALKIRE et al., 2015, p. 17).*

Entretanto, esses autores apontam que para analisar as mudanças na pobreza, ou seja, comportamento entre os anos, “[...] it suffices to estimate the model in levels and then compute the margins effects of the expected poverty rate with respect to the explanatory variables included in the model”. (ALKIRE et al., 2015, p. 19).

Para Wooldridge (2002, p. 246), a principal motivação para o uso de dados em painel é resolver os problemas oriundos de omissão de variáveis. Nos estudos sobre a pobreza, esta omissão é um fato, haja vista a existência de elementos constitutivos da análise que não são mensuráveis e que, portanto, não são especificados nos modelos que buscam relacionar outras variáveis com indicadores de pobreza. Deste modo, o uso de dados em painel nas investigações econométricas da pobreza se torna recomendável, pois auxilia na resolução de viés nas estimações ocasionados por omissão de variáveis.

Considerando as especificações e hipóteses sobre o modelo de dados em painel, pode-se reescrever a equação geral do modelo

$$E(y|x, c) = x\beta + c + u_t \quad (2.1)$$

em termos do trabalho aqui proposto:

$$E(MPI_{i,t}|\mathbf{x},c) = \beta_1 prev_{i,t} + \beta_2 assist_{i,t} + \beta_3 PIB_{i,t} + \beta_4 rend_{i,t} + \beta_5 ocup_{i,t} + \beta_6 idoso_{i,t} + \beta_7 peqmun_{i,t} + c + u_t$$

(2.2)

em que,

$i$  = observações transversais (municípios),  $i = 1, 2, \dots, 417$ .

$t$  = observações temporais (anos censitários),  $t = 2000, 2010$ .

$\mathbf{x}$  corresponde ao conjunto de variáveis observáveis

$c$  é o efeito não observável ou heterogeneidade não observável

$u$  é o termo de erro.

A análise descritiva das variáveis observáveis apresentada na Tabela 1 permite constatar a diminuição no índice Alkire-Foster entre os anos 2000 e 2010. A cobertura previdenciária e assistencial se ampliou entre os anos analisados. O rendimento médio do trabalho cresceu e o percentual da população ocupada em atividades rurais apresentou uma redução significativa (9 pontos percentuais). Houve uma expansão na participação dos idosos na população total, refletindo o aumento na expectativa de vida da população.

Na Tabela 1 ainda é possível observar que, para alguns municípios, não há informação de população ou de benefícios previdenciários e assistenciais para o ano 2000. No caso de população, trata-se dos municípios de Barrocas e Luís Eduardo Magalhães. No tocante aos benefícios previdenciários, refere-se aos municípios de Araçás, Bom Jesus da Serra, Itaguaçu da Bahia, Jaguaripe, Jiquiriçá, Lajedo do Tabocal, Maráu, Novo Horizonte, Presidente Tancredo Neves, Rio do Antônio, Saubara e Terra Nova. Quanto aos benefícios assistenciais, são os municípios de Ajustina, Araçás, Bom Jesus da Serra, Canudos, Itaguaçu da Bahia, Jaguaripe, Jiquiriçá, Lajedo do Tabocal, Maráu, Novo Horizonte, Presidente Tancredo Neves, Rio do Antônio, Saubara e Terra Nova.

Em virtude da ausência dessas informações para as localidades mencionadas, o número de observações incluídas para estimação do modelo foi de 401 para cada ano considerado, configurando um painel fortemente balanceado, indicando que os dados estão disponíveis para todas as unidades de análise (municípios).

**Tabela 1** – Análise estatística descritiva das variáveis observáveis

Var.	Obs.		Média		Valor mínimo		Valor máximo	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
<b>MPI</b>	401	401	0,36	0,15	0,12	0,04	0,51	0,028
<b>Prev</b>	401	401	0,10	0,13	0,00	0,00	0,41	0,46
<b>Assist</b>	401	401	0,02	0,02	0,00	0,00	0,09	0,14
<b>PIB<sup>1</sup></b>	401	401	112,10	168,140	4,937	8,559	12300,00	16400,00
<b>Rend</b>	401	401	245,13	591,61	132,31	297,55	686,18	1695,88
<b>Ocup</b>	401	401	0,51	0,44	0,006	0,01	0,821	0,73
<b>Idoso</b>	401	401	9,35	11,73	3,7	5,62	15,39	19,2

Fonte: Elaboração própria

Nota: 1- em mil reais.

A fim de identificar a presença de colinearidade entre as variáveis explicativas, realizou-se uma análise de correlação parcial. Conforme apontado na Tabela 2, a análise de correlação não demonstrou nenhuma alta correlação entre as variáveis explicativas e os sinais das correlações foram os esperados. As variáveis que apresentaram maior correlação entre si foram: rendimento médio e população ocupada em atividades rurais, com sinal negativo; percentual de idosos e benefícios da previdência, com sinal positivo. Com exceção da correlação entre *prev* e *ocup* e entre *PIB* e *assist*, que não apresentaram significância estatística, e entre *PIB* e *prev*, que foi significativa ao nível de 10%, as demais variáveis são significativas ao nível de significância de 1%.

**Tabela 2** – Análise de correlação parcial entre as variáveis explicativas

Var.	Prev	Assist	PIB	Rend	Ocup	Idoso
<b>Prev</b>	1					
<b>Assist</b>	0,25*	1				
<b>PIB</b>	-0,06	-0,020	1			
<b>Rend</b>	0,13*	0,35*	0,287*	1		
<b>Ocup</b>	-0,02	-0,36*	-0,32*	-0,58*	1	
<b>Idoso</b>	0,47*	0,235*	-0,17*	0,20*	0,13*	1

Fonte: Elaboração própria

Nota: \* - significativo ao nível de 1%.

A análise de decomposição da variância das variáveis observáveis do modelo revelou que apenas as variáveis MPI e rendimento médio tiveram variação maior entre os períodos (*within*) do

que entre os municípios (*between*). Esses resultados estão destacados na Tabela 3. Segundo Cameron e Trivedi (2009, p. 238), esta distinção entre *within* e *between*

*[...] is important because estimators differ in their use of within and between variation. In particular, in the FE model the coefficient of a regressor with little within variation will be imprecisely estimated and will be not identified if there is no within variation at all.*

**Tabela 3** – Decomposição da variância (total, *between* e *within*) das variáveis observáveis

Variáveis	Erro Padrão Média		
	Total	Between	Within
<b>IAF</b>	0,1166497	0,0524436	<b>0,1044208</b>
<b>Prev</b>	0,0652227	<b>0,597372</b>	0,026738
<b>Assist</b>	0,0158907	<b>0,0138746</b>	0,0077466
<b>PIB<sup>1</sup></b>	821101,9	<b>811961,1</b>	125501,2
<b>Rend</b>	219,3256	120,8138	<b>183,035</b>
<b>Ocup</b>	0,1672057	<b>0,1596045</b>	0,0501591
<b>Idoso</b>	2,382593	<b>1,980287</b>	1,326672
<b>Peqmun</b>	0,7667296	<b>0,7544734</b>	0,1391072

Fonte: Elaboração própria

A etapa seguinte da investigação consistiu na interpretação dos resultados dos modelos avaliados, apresentados na próxima seção.

### Resultados do Modelo Empírico

A análise econométrica da pobreza multidimensional nos municípios baianos com base na investigação da influência que indicadores econômicos e de políticas sociais exercem sobre esse fenômeno, centrou-se na estimação do modelo especificado na equação (2,2) pelos métodos de efeitos fixos e de efeitos aleatórios. Não se estimou pelo método de primeira diferença porque, para  $t = 2$ , estimação por efeitos fixos e estimação por primeira diferença, produzem os mesmos resultados de estimativa e inferência (WOOLDRIDGE, 2002, p. 284).

A Tabela 4 apresenta os valores dos coeficientes estimados, com seus respectivos erros-padrão (em parênteses) e o valor  $p$  da estatística  $t$ . As variáveis explicativas foram transformadas em log linear, com exceção da variável categórica *peqmun*, que diferencia os municípios de acordo com o tamanho de sua população, tomando os municípios de menor porte (com até 20 mil habitantes) como categoria de referência. O objetivo é facilitar a análise dos efeitos dos regressores

sobre a variável dependente, permitindo a comparação entre eles. Esse procedimento segue o aplicado em outros trabalhos que avaliam o Índice Alkire-Foster, como é o caso do estudo de Bezerra, Khan e Rocha (2015).

De um modo geral, os resultados da Tabela 4 demonstram que todas as variáveis explicativas log-lineares são significativas ao nível de 1%, independentemente do método de estimação utilizado. É possível perceber que não existe diferença nos valores dos coeficientes estimados pelos métodos de efeitos fixos e efeitos fixos-robusto, pois a estimação robusta afeta apenas os erros-padrão dos estimadores, considerando a presença de heteroscedasticidade para o cálculo desses erros.

Os sinais dos coeficientes merecem atenção. A relação negativa entre o *MPI*, variável dependente, e as variáveis explicativas *ln prev*, *ln pib*, *ln rend* e *ln idoso*, indica que os municípios com maiores valores de PIB municipal, rendimento médio e número de benefícios previdenciários em relação à população total tendem a ter presença menor de pobreza.

Essa relação é esperada na medida em que: (i) o recebimento de benefícios previdenciários amplia não apenas a renda dos beneficiários, mas permite melhorias nas condições de moradia e no acesso ao consumo de bens duráveis; (ii) o aumento do PIB municipal reflete o crescimento da atividade econômica, possibilitando a expansão do emprego e da oferta de serviços essenciais; (iii) a ampliação do rendimento do trabalho pode ocasionar melhoria das condições de vida e diminuir a vulnerabilidade socioeconômica do indivíduo; e (iv) percentual maior de idoso na população significa maior possibilidade de recebimento de aposentadorias e pensões, que são remunerações estáveis e não sazonais, reduzindo o risco social de ausência de renda.

O coeficiente estimado da variável *ln assist* apresenta sinal positivo para os três métodos descritos na Tabela 4. Tal fato não surpreende, uma vez que os benefícios assistenciais são direcionados para indivíduos em situação de vulnerabilidade socioeconômica, sendo, portanto, mais concedidos em lugares com maiores níveis de pobreza.

A única variável a apresentar sinal divergente entre os métodos avaliados foi *ln ocup*. A proporção da população ocupada em atividades rurais teve o sinal esperado no modelo de efeitos aleatórios, ilustrando que maior ocupação em atividades rurais está associada a nível de pobreza mais elevado. No caso dos modelos de efeitos fixos, o sinal negativo indica que mais participação das pessoas ocupadas em atividades rurais na população ocupada do município diminui o nível de pobreza. Uma explicação possível para isso seria o efeito positivo em termos de estabilidade socioeconômica que o segurado especial (trabalhador rural em regime de agricultura familiar) da Previdência Social tem para suas famílias. Essa categoria de beneficiário do Regime Geral do INSS,

apesar de não estar incluída na população ocupada, contribui para assegurar melhores condições de vida dentro de seus domicílios, cujos demais moradores, não raro, pertencem à população ocupada em atividades rurais.

A variável categórica *peqmun* também não apresenta sinal diferenciado entre os modelos estimados. No entanto, essa variável requer um comentário especial, porque a interpretação dos seus coeficientes difere dos demais. Os coeficientes das suas categorias sinalizam variações entre essas categorias e a categoria de referência. Assim, os coeficientes visualizados na Tabela 4 se referem às diferenças no índice de pobreza multidimensional entre os municípios com mais de 20 mil habitantes e aqueles com até 20 mil habitantes (categoria de referência). Nos modelos de efeitos fixos, não há diferença estatisticamente significativa entre a categoria de referência e os municípios com mais de 20 mil e até 50 mil habitantes (*peqmun\_2*), o que pode ser justificado pelo fato de que esses dois grupos de municípios não apresentam características socioeconômicas muito distintas.

Com relação à categoria *peqmun\_3* (municípios com mais de 50 mil e com até 100 mil habitantes), esta só é estatisticamente significativa no modelo de efeitos fixos-robusto e ao nível de 10%. O sinal do coeficiente evidencia que um contingente populacional maior reflete em índice de pobreza multidimensional mais elevado. A categoria *peqmun\_4* (municípios com mais de 100 mil habitantes) é estatisticamente significativa nos modelos de efeitos fixos, com nível de significância de 5% pelo método de estimação robusta. A mesma interpretação feita para o sinal do coeficiente de *peqmun\_3* se aplica para esta categoria de *peqmun*.

Uma síntese das principais estatísticas geradas pelas estimações do modelo é exibida na Tabela 5. As estatísticas  $F$  e  $\chi^2$  rejeitam a hipótese de que os coeficientes dos regressores são todos iguais a zero, indicando que as variáveis explicativas são conjuntamente significativas. O coeficiente de determinação  $R^2$  ajustado é elevado, o que demonstra que as variáveis escolhidas possuem satisfatório poder de explicação do comportamento do indicador de pobreza multidimensional Alkire-Foster nos anos selecionados. O  $R^2$  é apresentado em partes, seguindo o padrão das estimações em painel. O  $R^2_{within}$  explica a variação temporal e espera-se que o seu valor seja superior ao  $R^2_{between}$  nas estimações por efeitos fixos, o que pode ser comprovado na Tabela 5. Mesmo na estimação por efeitos aleatórios, o valor apresentado por essa estatística é maior do que o verificado para o  $R^2_{between}$ .

**Tabela 4** – Resultados das estimações pelos métodos efeito-fixos, efeitos fixos-robusto e efeitos aleatórios – coeficientes, erros-padrão e valor  $p$ .

Variável	Efeitos Fixos		Efeitos Fixos- Robusto		Efeitos Aleatórios	
	Coeficientes	$p$ -value	Coeficientes	$p$ -value	Coeficientes	$p$ -value
ln prev	-0.0173*** (0.00510)	0.000800	-0.0173*** (0.00540)	0.00140	-0.0077*** (0.00280)	0.0072
lnassist	0.0161*** (0.00490)	0.00100	0.0161*** (0.00500)	0.0015	0.0107*** (0.00270)	0.0000
lnpib	-0.0480*** (0.0101)	0.0000	-0.0480*** (0.0114)	0.0000	-0.0111*** (0.0038)	0.0037
lnrend	-0.169*** (0.00790)	0.0000	-0.169*** (0.00960)	0.0000	-0.184*** (0.0047)	0.0000
lnocup	-0.0472*** (0.0144)	0.00110	-0.0472*** (0.0178)	0.00830	0.0200*** (0.00500)	0.000
ln idoso	-0.173*** (0.0206)	0.0000	-0.173*** (0.0269)	0.0000	-0.102*** (0.0107)	0.0000
Peqmun_2	0.00300 (0.0106)	0.776	0.00300 (0.0119)	0.800	0.0212*** (0.00520)	0.00001
Peqmun_3	0.0388 (0.0272)	0.154	0.0388* (0.0214)	0.0711	0.0291*** (0.0101)	0.0040
Peqmun_4	0.0693* (0.0372)	0.0632	0.0693** (0.0274)	0.0117	0.0637*** (0.0157)	0.0000
cons	2.134*** (0.0834)	0.0000	2.134*** (0.0968)	0.0000	1.7255*** (0.0425)	0.000
Número de observações	802		802		802	

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados das estimações realizadas utilizando o *software* Stata

Nota: \* - significativo ao nível de 10%.

\*\* - significativo ao nível de 5%.

\*\*\* - significativo ao nível de 1%.

Valores entre parênteses ( ) se referem ao erro-padrão dos coeficientes.

As estimativas das variâncias dos componentes efeito não observável ( $\sigma_i$ ) e do termo de erro ( $\sigma_u$ ) também são explicitadas na Tabela 5. No modelo de efeitos fixos, a variância do efeito

não observável é maior do que a variância do erro, indicando que este componente é mais importante do que  $u$  no erro composto ( $v_{it} = c_i + u_{it}$ ) (CAMERON; TRIVEDI, 2009). No caso do modelo de efeitos aleatórios, o principal componente de  $v_i$  é o erro idiossincrático. A correlação intraclasse do erro  $\rho$  reforça essa interpretação, demonstrando que a participação da variância de  $c$  é expressiva na variância do erro composto.

**Tabela 5** – Síntese das estatísticas (teste de hipótese conjunta,  $R^2$ , variância dos componentes do erro) - Estimções pelos métodos efeito-fixos, efeitos fixos-robusto e efeitos aleatórios

Estatística	Efeitos Fixos	Efeitos Fixos-Robusto	Efeitos Aleatórios
$F$	738.05	843.94	
Prob> $F$	0.0000	0.0000	
$\chi^2$			5566.32
Prob> $\chi^2$			0.0000
$R^2$ ajustado	0.8861	0.9436	
$R^2$ total	0.7351	0.7351	0.8380
$R^2_{between}$	0.1682	0.1682	0.4978
$R^2_{within}$	0.944	0.944	0.9360
$\sigma_c$	0.0566	0.0566	0.0222
$\sigma_u$	0.0352	0.0352	0.0352
$P$	0.7202	0.7202	0.2843

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados das estimções realizadas utilizando o *software* Stata

Para identificar qual o modelo mais apropriado, se efeitos fixos ou efeitos aleatórios, utilizou-se o teste de Hausman. Essa identificação é importante porque se o efeito não observável é constante, o estimador de efeito fixo é consistente, enquanto o estimador de efeito aleatório se torna inconsistente (CAMERON; TRIVEDI, 2005, p. 717). Ademais, nos casos em que as variáveis explicativas de interesse não variam muito no tempo, a estimação por efeitos fixos pode resultar em estimativas imprecisas: “*If a random effects analysis is appropriate – that is, if  $c_i$  is orthogonal to  $x_{it}$  – then the random effects estimator can have much smaller variance than FE [efeitos fixos] or FD [primeira diferença] estimators*”. (WOOLDRIDGE, 2002, p. 286).

A hipótese nula do teste de Hausman aplicado à análise de painel é de que não existe diferença entre os coeficientes estimados pelos métodos de efeito fixo e de efeito aleatório, o que significa que o efeito não observável  $c_i$  é não correlacionado com os regressores  $\mathbf{x}$  (Hipótese 1 - RE). De acordo com Wooldridge (2002, p. 289), a Hipótese 3 – RE (homocedasticidade do efeito não observável) não é testada ao se aplicar o teste de Hausman usual, de modo que se supõe que tal hipótese se mantém: “[...] *the Hausman test has no systematic power against the alternative that Assumption RE.1 is true but Assumption RE.3 is false*”.

Uma outra limitação apresentada pelo teste de Hausman é que ele exige que os estimadores de efeitos aleatórios sejam eficientes: ele “[...] *requires that the  $a_i$  [efeito não observável] and  $\varepsilon_{it}$  [termo de erro] are i.i.d., an invalid assumption if cluster-robust standard errors for the RE estimator differs substantially from default standard errors*” (CAMERON; TRIVEDI, 2009, p. 261). Diante disso, Wooldridge (2002) propõe uma versão robusta do teste de Hausman. Os resultados dessa versão robusta<sup>4</sup> e do teste usual aplicados à análise da pobreza multidimensional nos municípios baianos é apresentada na Tabela 6.

**Tabela 6** – Resultados do Teste de Hausman

Teste	Estatística	<i>p-value</i>	Conclusão
Hausman ( $\chi^2$ )	169.03	0.0000	Rejeita $H_0$
Hausman robusto ( <i>F</i> )	39,87	0.0000	Rejeita $H_0$

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados das estimações realizadas utilizando o *software* Stata

Os resultados apontam a rejeição da hipótese nula de que não há diferença entre os estimadores de efeitos fixos e os estimadores de efeitos aleatórios. Diante disso, *o modelo de efeitos fixos robustos* aparece como o mais adequado à análise da pobreza multidimensional nos municípios baianos aqui desenvolvida. Ao se analisar os resíduos do modelo estimado, por meio dos testes de normalidade<sup>5</sup>, nota-se que não é possível rejeitar a hipótese nula de que estes possuem distribuição normal. A hipótese de linearidade também não pode ser rejeitada pela investigação gráfica dos resíduos.

Definido o modelo de estimação, calculou-se as semi-elasticidades para analisar o efeito de cada variável explicativa sobre o Indicador Alkire-Foster (IAF). Esses resultados são apresentados na Tabela 7, na qual se reproduzem novamente as estimativas por efeitos fixos robustos, já expostas

<sup>4</sup> A estimação robusta do teste de Hausman foi feita no Stata, seguindo a sintaxe apresentada por Cameron e Trivedi (2009, p. 261).

<sup>5</sup> Testes de curtose e Shapiro e Wilk disponíveis no Stata.

na Tabela 4, com o objetivo de explicitar os equívocos que a interpretação simples dos parâmetros estimados pode provocar nas investigações econométricas.

**Tabela 7** – Resultados da estimação por efeitos fixos robusto e das semi-elasticidades das variáveis explicativas

Variável	Efeitos Fixos-Robusto		Elasticidades	
	Coefficientes	<i>p-value</i>	Valor	<i>p-value</i>
ln prev	-0.0173* (0.00540)	0.00140	.0418552 (0.130078)	0.001
lnassist	0.0161* (0.00500)	0.00140	-0.0674732 (0.0210457)	0.001
lnpib	-0.0480* (0.0114)	0.0000	-0.5055080 (0.1204361)	0.000
lnrend	-0.169* (0.00960)	0.0000	-0.9949541 (0.0569509)	0.000
lnocup	-0.0472* (0.0178)	0.00830	0.0406677 (0.0153246)	0.008
ln idoso	-0.173* (0.0269)	0.0000	-0.402493 (0.0627553)	0.000
Peqmun_2	0.00300 (0.0119)	0.800	0.0009346 (0.0036808)	0.800
Peqmun_3	0.0388*** (0.0214)	0.0710	0.0025145 (0.013896)	0.070
Peqmun_4	0.0693** (0.0274)	0.0116	0.0024207 (0.009553)	0.011

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados das estimações realizadas utilizando o *software* Stata

Nota: Valores entre parênteses ( ) se referem ao erro-padrão das estimativas.

Com exceção da variável categórica que diferencia os municípios pelo seu tamanho populacional (*peqmun*), todas as variáveis se mostraram significativas ao nível de 1%. De acordo com o cálculo de semi-elasticidade, maior relação benefícios da Previdência Social/população indica nível de pobreza multidimensional mais elevado. Um aumento de 1% nessa relação resulta em elevação de 0,04 no MPI<sup>6</sup>. Embora o efeito seja pequeno, ele revela que a expansão do número

<sup>6</sup> Importante lembrar que a variável dependente do modelo estimado não está na forma logarítmica, de modo que o efeito das variáveis explicativas sobre ela não deve ser interpretado como percentual, mas sim como valor absoluto.

de benefícios previdenciários não reduz a pobreza multidimensional se não vier acompanhada de outras políticas de garantia de atendimento às necessidades básicas. Ou seja, o incremento de renda ocasionado pelas aposentadorias e pensões, não obstante ser fundamental para a dinâmica econômica do conjunto dos municípios baianos, não é suficiente para provocar redução na pobreza quando se considera elementos para além da renda. Tal constatação não deve servir para minimizar a importância que esses benefícios possuem na vida dos seus beneficiários, mas sim para reforçar a necessidade de ampliação de políticas sociais concomitantes ao seguro social.

No que se refere ao efeito da relação benefícios assistenciais/população sobre o indicador de pobreza, se constata que a variação percentual positiva de 1% nessa relação diminui o indicador em aproximadamente 0,07. Esse fato não surpreende uma vez que o critério de concessão dos benefícios assistenciais é a condição de pobreza monetária (renda *per capita* familiar inferior a 1/4 do salário mínimo). Como os beneficiários se encontram, não raro, em situação de privação severa, o incremento de renda promove externalidades que melhoram suas condições de vida. Além disso, os beneficiários do Benefício de Prestação Continuada (BPC) podem acessar políticas especificamente voltadas para a população em vulnerabilidade social (tais como Tarifa Social de Energia; linhas de concessão e crédito do programa habitacional Minha Casa, Minha Vida) inscritas no Cadastro Único dos Programas Sociais (CadÚnico).

As variáveis econômicas *PIB* e *rend* possuem efeito de considerada magnitude no MPI. Uma variação percentual positiva no PIB municipal provoca uma variação de -0,50 no indicador de pobreza. No que diz respeito ao rendimento do trabalho, esse efeito é o maior encontrado para o modelo estimado (-0,99), ressaltando a influência que a inserção no mercado de trabalho possui sobre o nível de pobreza multidimensional. No entanto, a terceira variável econômica da análise – *ocup* – demonstra que a ocupação em atividades rurais contribui positivamente para a ampliação da pobreza, de modo que o aumento na participação da população ocupada nessas atividades aumenta a pobreza em 0,04.

O percentual de idosos na população total possui relação inversa com o nível de pobreza multidimensional no período investigado. O incremento de 1% nesse percentual reduz o I em 0,40. Este resultado é interessante porque salienta o papel que os idosos desempenharam nas suas famílias nas primeiras décadas dos anos 2000. A ampliação da cobertura previdenciária e assistencial promovida pela Constituição Federal de 1988 – e regulamentada nos anos 1990 – permitiu que esse grupo populacional passasse a receber uma renda permanente e vitalícia, cujos benefícios se espalham para os que com eles convivem. Isso provocou mudança na relação de dependência: antes considerados como “redutores” de renda domiciliar, os idosos passam a ser “garantidores” de renda, desde que consigam se inserir na Previdência e Assistência Social.

**Tabela 8** – Resultados das estimações pelos métodos efeito-fixos, efeitos fixos-robusto e efeitos aleatórios – coeficientes, erros-padrão e valor  $p$  – por grupos de municípios

Var.	Efeitos Fixos				Efeitos Fixos-Robusto				Efeitos Aleatórios			
	Pequenos		Outros		Pequenos		Outros		Pequenos		Outros	
	Coef.	$p$	Coef.	$p$	Coef.	$p$	Coef.	$p$	Coef.	$p$	Coef.	$p$
ln prev	-0.01	0.08	-0.05	0.00	-0.01	0.06	-0.05	0.00	-0.00	0.22	-0.02	0.00
	<u>0.005</u>		<u>0.010</u>		<u>0.005</u>		<u>0.009</u>		<u>0.003</u>		<u>0.005</u>	
lnassist	0.013	0.02	0.028	0.00	0.013	0.02	0.028	0.00	0.01	0.00	0.015	0.00
	<u>0.006</u>		<u>0.009</u>		<u>0.005</u>		<u>0.009</u>		<u>0.003</u>		<u>0.005</u>	
lnpib	-0.05	0.00	-0.06	0.00	-0.05	0.00	-0.06	0.00	-0.02	0.00	-0.00	0.60
	<u>0.013</u>		<u>0.015</u>		<u>0.016</u>		<u>0.017</u>		<u>0.006</u>		<u>0.004</u>	
lnrend	-0.17	0.00	-0.16	0.00	-0.17	0.00	-0.16	0.00	-0.18	0.00	-0.18	0.00
	<u>0.011</u>		<u>0.011</u>		<u>0.011</u>		<u>0.016</u>		<u>0.006</u>		<u>0.006</u>	
lnocup	-0.02	0.29	-0.07	0.00	-0.02	0.34	-0.07	0.00	0.027	0.00	0.017	0.00
	<u>0.020</u>		<u>0.019</u>		<u>0.023</u>		<u>0.024</u>		<u>0.009</u>		<u>0.006</u>	
ln idoso	-0.19	0.00	-0.10	0.00	-0.19	0.00	-0.10	0.04	-0.11	0.00	-0.07	0.00
	<u>0.026</u>		<u>0.032</u>		<u>0.030</u>		<u>0.047</u>		<u>0.015</u>		<u>0.016</u>	
cons.	2.207	0.00	2.080	0.00	2.207	0.00	2.080	0.00	1.894	0.00	1.525	0.00
	<u>0.102</u>		<u>0.133</u>		<u>0.120</u>		<u>0.168</u>		<u>0.059</u>		<u>0.062</u>	
N	468		334		468		334		468		334	

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados das estimações realizadas utilizando o *software* Stata

Nota: Valores sublinhados se referem ao erro-padrão dos coeficientes.

A análise das elasticidades reforça o argumento de que não há diferença significativa entre os níveis de pobreza dos municípios com até 20 mil habitantes e aqueles com população entre 20 mil e 50 mil habitantes. De fato, a diferença só é estaticamente significativa entre esse primeiro grupo de municípios e os municípios com mais de 100 mil habitantes.

Para melhor avaliar esse resultado, o modelo foi estimado dividindo o conjunto de municípios em duas subpopulações definidas de acordo com o tamanho populacional: a primeira, formada por municípios com até 20 mil habitantes, chamados de *pequenos*; a segunda, constituída por aqueles municípios com mais de 20 mil habitantes, intitulados *outros*<sup>7</sup>.

<sup>7</sup> Não se fez uso das categorias da variável *peqmun* porque alguns grupos possuem número reduzido de observações, o que provocaria problemas na estimação ao serem avaliados isoladamente.

A metodologia de investigação empregada para analisar os dois grupos separadamente foi a mesma utilizada para o conjunto dos municípios. O modelo foi estimado por efeitos fixos, efeitos fixos robustos e efeitos aleatórios, conforme pode ser visualizado na Tabela 8. Na análise inicial dos coeficientes, nota-se que a variável que trata da relação benefícios previdenciários/população,  $\ln prev$ , só se mostrou significativa para os pequenos municípios ao nível de significância de 10% e nos modelos de efeitos fixos. Por outro lado, os benefícios assistenciais ( $\ln massis$ ) são significativos para os dois grupos de municípios.

Entre as variáveis econômicas, o PIB municipal ( $\ln pib$ ) não apresentou significância estática no modelo de efeitos aleatórios para os municípios com mais de 20 mil habitantes. O rendimento do trabalho ( $\ln rend$ ) é estatisticamente significativo nos três modelos estimados e para os dois grupos analisados. A participação da população ocupada em atividades rurais ( $\ln ocup$ ) não se mostrou significativa para os pequenos municípios nos modelos de efeitos fixos e efeitos fixos robusto. O percentual de idosos na população total ( $\ln idoso$ ) apenas não foi significativo no modelo de efeitos aleatórios para os municípios com população acima de 20 mil.

A análise das estatísticas geradas nas estimações para os dois grupos de municípios, sintetizadas na Tabela 9, não diferem das conclusões extraídas do modelo estimado para o conjunto dos municípios. Os testes de hipóteses conjuntas ( $F$  e  $\chi^2$ ) são significativos e  $R^2$  ajustado está próximo de 0,9 para ambos os grupos. Os demais coeficientes de determinação  $R^2$  (total, *between* e *within*) apresentam comportamento semelhante ao verificado para o total dos municípios:  $R^2_{within}$  superior ao  $R^2_{between}$ , inclusive no modelo de efeitos aleatórios. A correlação intraclasses do erro ( $\rho$ ) revela que a participação do componente não observável  $c$  é maior nos municípios com mais de 20 mil habitantes nos modelos de efeitos fixos, sendo o contrário no modelo de efeitos aleatórios.

O teste de Hausman indica que o modelo de efeitos fixos é o mais adequado para investigar os efeitos das variáveis explicativas selecionadas sobre o índice Alkire-Foster para as duas subpopulações de municípios. Os valores dos testes padrão e robusto de Hausman são expostos na Tabela 10.

**Tabela 9** – Síntese das estatísticas (teste de hipótese conjunta,  $R^2$ , variância dos componentes do erro) - Estimações pelos métodos efeito-fixos, efeitos fixos-robusto e efeitos aleatórios e por grupos de municípios

Var.	Efeitos Fixos		Efeitos Fixos-Robusto		Efeitos Aleatórios	
	Pequenos	Outros	Pequenos	Outros	Pequenos	Outros
$F$	716.1	485.31	817.27	566.54		
Prob> $F$	0.00	0.00	0.00	0.00		
$\chi^2$					3424.4	2466.1
Prob> $\chi^2$					0.00	0.00
$R^2_{ajust.}$	0.897	0.891	0.9490	0.947		
$R^2_{total}$	0.781	0.665	0.781	0.665	0.824	0.856
$R^2_{between}$	0.118	0.178	0.118	0.178	0.263	0.662
$R^2_{within}$	0.950	0.948	0.950	0.948	0.945	0.932
$\sigma_e$	0.051	0.065	0.051	0.065	0.030	0.020
$\sigma_u$	0.035	0.032	0.035	0.032	0.035	0.032
$P$	0.675	0.807	0.675	0.807	0.340	0.278

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados das estimações realizadas utilizando o *software* Stata

**Tabela 10** – Resultados do Teste de Hausman – estimações por grupo de municípios

Teste	Estatística		$p$ -value		Conclusão	
	Pequenos	Outros	Pequenos	Outros	Pequenos	Outros
Hausman ( $\chi^2$ )	98.94	82.59	0.000	0.000	Rejeita $H_0$	Rejeita $H_0$
Hausmanrobusto ( $F$ )	20.72	18.08	0.0000	0.000	Rejeita $H_0$	Rejeita $H_0$

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados das estimações realizadas utilizando o *software* Stata

A parte final da investigação das diferenças entre os pequenos municípios baianos e as demais municipalidades do estado se constituiu na análise das semi-elasticidades, exposta na Tabela 11. A variável *ln prev*, que se mostrou significativa ao nível de 5% apenas para os municípios com mais de 20 mil habitantes, apresentou relação positiva com o IAF desses municípios. O aumento de 1% na relação número de benefícios/população resulta no aumento de 0,12 no indicador de pobreza das municipalidades com população superior à 20 mil. Esse efeito é quase 3 vezes superior ao estimado para o conjunto dos municípios.

No caso da variável *lnassist*, o crescimento no número de benefícios assistenciais como proporção da população, tem o dobro do impacto nos municípios do grupo “outros” quando comparado ao grupo “pequenos”. De modo geral, o efeito das variáveis explicativas sobre a pobreza multidimensional é superior nos municípios com mais de 20 mil habitantes, conforme pode ser observado na Tabela 11. Apenas a proporção de idosos na população tem semi-elasticidade maior nos pequenos municípios, sendo a magnitude desta elasticidade pouco menor do que aquela verificada para o PIB.

**Tabela 11** – Resultados das semi-elasticidades das variáveis explicativas – estimações por grupos de municípios

Var.	Semi-elasticidades			
	Pequenos		Outros	
	Valor	<i>p-value</i>	Valor	<i>p-value</i>
ln prev	0.2595 (0.0136)	0.056	0.1206 (0.0211)	0.000
lnassist	-0.0561 (0.0233)	0.016	-0.1092 (0.0357)	0.002
lnpib	-0.4980 (0.1563)	0.001	-0.7375 (0.1952)	0.000
lnrend	-0.9646 (0.0662)	0.000	-0.9797 (0.0992)	0.000
lnocup	0.0145 (0.0152)	0.338	0.0835 (0.0275)	0.002
ln idoso	-0.4646 (0.0702)	0.000	-0.2223 (0.1066)	0.037

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados das estimações realizadas utilizando o *software* Stata

Como já discutido na análise das elasticidades do modelo conjunto, os idosos desempenham papel fundamental em muitas famílias no que se refere à garantia de condições mínimas de sobrevivência e sua importância para a redução da pobreza no início deste século é corroborada pelos resultados das estimações e semi-elasticidades. Com a fragilidade e sazonalidade características do mercado de trabalho dessas localidades, as políticas de garantia de renda, de

assistência social e voltadas à saúde e direcionadas à população idosa, contribuem para minimizar a ausência de externalidades positivas advindas do baixo dinamismo econômico.

Outro aspecto que chama a atenção na Tabela 11 é a não-significância da variável *lnocup* para os pequenos municípios paralelamente à sua significância estatística para os demais municípios. Esse resultado contrapõe o argumento de que as ocupações em atividades rurais estariam relacionadas com a pobreza de tal forma que quanto maior a parcela da população ocupada em atividades rurais, maior o nível de pobreza. De acordo com o modelo proposto, essa afirmação não pode ser aplicada aos pequenos municípios baianos.

### **Considerações Finais**

Embora o conjunto de variáveis explicativas empregadas na investigação sobre os condicionantes da pobreza multidimensional nos municípios baianos seja estatisticamente significativo e com considerável poder de explicação estatística, é necessário cautela na interpretação dos resultados. A pobreza é um fenômeno multidimensional e dinâmico, de forma que os seus condicionantes não atuam de maneira isolada. Por isso, a análise quantitativa não deve ser a bússola que norteia o caminho para o enfrentamento da situação de pobreza, mas sim uma ferramenta adicional e objetiva. A simplificação e padronização – características primazes de modelos – restringem as conclusões à condição de sinalizadoras e não de finalizadoras.

Neste sentido, os resultados do modelo proposto sinalizam que: i) a dinâmica econômica (representada pelo PIB municipal, rendimento do trabalho e ocupação em atividades rurais) interferiu direta e significativamente na pobreza observada nos municípios baianos nos anos de 2000 e 2010; ii) a expansão dos benefícios assistenciais contribuiu para a redução da pobreza, não podendo o mesmo ser dito sobre os benefícios previdenciários; iii) o maior percentual de idosos na população total representou um fator redutor da pobreza; e iv) os municípios com maiores populações diferem estaticamente daqueles com populações menores, quanto ao nível de pobreza multidimensional. A separação da análise por grupo de municípios indicou que há diferenças entre esses grupos no que se refere ao comportamento das variáveis observáveis, reforçando o entendimento de que a pobreza nos pequenos municípios baianos possui particularidades que requerem um olhar especial sobre esses espaços.

## Referências

ALKIRE, S., FOSTER, J. Counting and Multidimensional Poverty Measurement. OPHI, 2007 (Revised May 2008). **Working paper** n° 7. Disponível em: <https://www.ophi.org.uk/wp-content/uploads/ophi-wp7.pdf>. Acesso em: 03 jul 2024.

ALKIRE, S.; SANTOS, M.E. Acute Multidimensional Poverty: A New Index for Developing Countries. OPHI, 2010. **Working Paper** n° 38. Disponível em: <http://www.ophi.org.uk/wp-content/uploads/ophi-wp38.pdf>. Acesso em: 16 jul. 2024.

ALKIRE, S. *et al.* Some regression models for AF measures. *In*: ALKIRE, S. *et al.* **Multidimensional poverty measurement and analysis**. Oxford: Oxford University Press, 2015. cap. 10.

BEZERRA, F. D.; KHAN, A. S.; ROCHA, L. A. Condicionantes da Pobreza Multidimensional nos Municípios do Ceará Pós-Constituição Federal de 1988. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 46, n. 4, p. 155-176, out./dez., 2015. Disponível em: [https://www.bnb.gov.br/projwebren/Exec/artigoRenPDF.aspx?cd\\_artigo\\_ren=1644](https://www.bnb.gov.br/projwebren/Exec/artigoRenPDF.aspx?cd_artigo_ren=1644) Acesso em: 03 jul. 2024.

BRASIL. Ministério da Economia. Secretaria da Previdência Social. **Dados Abertos: Estatísticas por Município**. Brasília, 2019. Disponível em: <http://www.previdencia.gov.br/dados-abertos/dados-abertos-previdencia-social/>. Acesso em: 29 jul. 2024.

FERREIRA, T. R. da S.. **Pobreza Multidimensional nos Estados Brasileiros de 2003 a 2015: mensuração e determinantes**. Dissertação (Mestrado em Economia). 2018. 84f. - Universidade Federal do Espírito Santo. Vitória, 2018. Disponível em: <http://repositorio.ufes.br/handle/10/8778>. Acesso em: 25 jul. 2024.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Censo Demográfico 2000: microdados**. Brasília: IBGE, 2003. Disponível em: [ftp://ftp.ibge.gov.br/Censos/Censo\\_Demografico\\_2000/Microdados/BA.zip](ftp://ftp.ibge.gov.br/Censos/Censo_Demografico_2000/Microdados/BA.zip). Acesso em: 10 jul. 2024.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Censo Demográfico 2010: microdados**. Brasília: IBGE, 2012. Disponível em: [ftp://ftp.ibge.gov.br/Censos/Censo\\_Demografico\\_2010/Resultados\\_Gerais\\_da\\_Amostra/Microdados/BA.zip](ftp://ftp.ibge.gov.br/Censos/Censo_Demografico_2010/Resultados_Gerais_da_Amostra/Microdados/BA.zip). Acesso em: 10 jul. 2024.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEA. **IPEADATA: Contas regionais**. Brasília: IPEA, 2019. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>.

PESSOTI, F. C. C. L. **Políticas sociais e dinâmica econômica e suas relações com a pobreza multidimensional: uma análise para os pequenos municípios da Bahia**. Tese (Doutorado em Economia). 2020. 223 f. – Universidade Federal da Bahia. Salvador, 2020. Disponível em: <https://repositorio.ufba.br/handle/ri/33334>. Acesso em: 16 jul. 2024.

PUCHALE, C. L.; PEREIRA, O. L. F.; FREITAS, C. A.. Pobreza Multidimensional e seus Determinantes: uma análise econométrica para os estados brasileiros com menor e maior IDH.

**Revista Estudo & Debate**, Lajeado, v. 26, n. 1, p. 92-113, 2019. Disponível em: <http://univates.br/revistas/index.php/estudoedebate/article/view/1895/1472>. Acesso em: 25 jul. 2024.

SEN, A.. **Desigualdade Reexaminada**. Rio de Janeiro: Record, 2001.

SEN, A.. Development as Capability Expansion. In: SAKIKO. F.; KUMAR, A. K. S. **Readings in Human Development: concepts, measures and policies for a development paradigm**. Oxford University Press, 2003, p. 3-16.

SEN, A.. **Desenvolvimento como Liberdade**. Tradução: Laura Teixeira Motta. São Paulo: Companhia das Letras, 2010.

SERRA, A. S.. **Pobreza Multidimensional no Brasil Rural e Urbano**. Tese (Doutorado em Desenvolvimento Econômico). 2017. 161f. - Universidade Estadual de Campinas. Campinas, 2017. Disponível em: <http://repositorio.unicamp.br/jspui/handle/REPOSIP/322071>. Acesso em: 25 jul. 2024.

VIEIRA, C. de A.; ANJOS, P.; VELOSO; G. de O.. Análise Econométrica da Pobreza Multidimensional nos Municípios do Rio Grande do Sul 2000-2010. In: SEMINÁRIO DE JOVENS PESQUISADORES EM ECONOMIA E DESENVOLVIMENTO, 3., 2016, Santa Maria. **Anais...** Santa Maria, RS: UFSM, 2016. Disponível em: <http://coral.ufsm.br/seminarioeconomia/index.php/anais/anais-2016>. Acesso em: 25 jul. 2024.

*Recebido em 13/08/2024.  
Aprovado em 30/08/2024.*