**Área 12 – Economia Social e Demografia Econômica**

**ANALISANDO AS RELAÇÕES ENTRE AS MULTIDIMENSÕES DA POBREZA: UMA PALICAÇÃO DA TÉCNICA DE COPULA E DO MODELO PVAR**

**RODOLFO FERREIRA RIBEIRO DA COSTA**

Doutor em Economia pelo CAEN/UFC

Professor Adjunto do DEC/UERN

Bolsista do PNDP/Capes junto a Universidade Federal do Rio Grande do Norte – UFRN.

Endereço: Av. Geronimo Dix-Neuf Rosado, 713, AP. 103 Bl. A, Centro. CEP: 59.610-280

Mossoró – RN.

Telefone: (84) 8895-8193 ou 9807-5535.

E-mail: [rodolfofrc@yahoo.com.br](mailto:rodolfofrc@yahoo.com.br)

**Área 12 – Economia Social e Demografia Econômica**

**ANALISANDO AS RELAÇÕES ENTRE AS MULTIDIMENSÕES DA POBREZA: UMA PALICAÇÃO DA TÉCNICA DE COPULA E DO MODELO PVAR**

**Resumo:** o objetivo deste trabalho é identificar o sentido para as relações entre as interdimensões da pobreza. Para isto, será utilizada a técnica de copula e o modelo de Vetores Auto – Regressivos para dados em Painel –PVAR. A análise balizar-se-á na estimação do parâmetro de dependência e nas funções de impulso-resposta. Os dados utilizados remetem-se as informações sobre renda, saúde, educação e habitação para 5.593 municípios brasileiros entre 1970 e 2000, sendo a fonte de tais informações devida ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA. Os resultados destacam a existência de dependência entre as facetas da pobreza analisadas. Ainda, observou-se através das funções de impulso resposta uma relação positiva entre as privações monetária, educacional e em habitação. Apesar da pobreza em saúde responder positivamente aos choques nas demais dimensões da pobreza, choques na privação em saúde afeta negativamente o comportamento destas últimas. Ainda, mediante choques nas próprias séries, identificaram-se respostas positivas para todas as séries analisadas. Assim, pôde-se verificar que as relações interdimensionais da pobreza mostraram que para municipalidades onde o nível de privação para alguma dimensão mostra-se significativo tem-se conjuntamente uma condição desfavorável nas demais óticas da pobreza.

**Palavras – Chaves:** Pobreza. PVAR. Copula. Municípios.

**Abstract:** The objective of this work is to identify the direction for relations between interdimensions poverty. Regressive to data-PVAR Panel - For this, the technique of copula and the model will be used for Auto Vectors. The analysis will delimit-up in the estimation of the dependence parameter and the impulse-response functions. The data used refer to each other information about income, health, education and housing for 5,593 Brazilian municipalities between 1970 and 2000, being the source of such information due to the Institute of Applied Economic Research - IPEA. The results highlight the existence of dependence among the facets of poverty analyzed. Still, it was observed through impulse response functions is a positive relationship between monetary deprivation, education and housing. Although poverty on health respond positively to shocks in the other dimensions of poverty, deprivation shocks to health adversely affects the behavior of the latter. Still, by shocks in their own series, we identified positive responses for all series analyzed. Thus, it could be seen that the interdimensional relationships poverty showed that for municipalities where the level of deprivation for some dimension shows a significant joint has an unfavorable condition in the other optical poverty.

**Key - Words:** Poverty. PVAR. Copula. Municipalities.

**JEL:** I32, C33 e C15.

**1 INTRODUÇÃO**

O conceito de pobreza multidimensional ganhou destaque entre pesquisadores e formuladores de políticas principalmente a partir Sem (1976), que tratou a pobreza em muitos países, e da elaboração das Metas do Milênio, que destacavam as múltiplas privações sofridas por muitos e as interconexões entre essas privações.

Os estudos direcionados a medição da pobreza multidimensional tem crescido consideravelmente. Desde os trabalhos pioneiros de Bourguignon e Chakravarty (2003) e Tsui (2002), foram propostas uma série de abordagens para medir ou analisar privação em mais de uma dimensão. Esta literatura inclui, ainda, os trabalhos de Alkire e Foster (2011), Chakravarty, Deutsch e Silber (2008), Deutsch e Silber (2005), Duclos, Sahn e Younger (2006) e Maasoumi e Lugo (2008), Kolm (1977), Atkinson e Bourguignon (1982), Maasoumi (1986), Tsui (1995), entre outros.

Neste contexto, severas são as críticas em relação ao uso de indicadores monetários individuais para análise da pobreza multidimensional, já que as pessoas com pobreza monetária não necessariamente sofrem com privações educacionais, em habitação ou saúde. Ruggeri-Laderchi, Saith e Stewart (2003) observaram que, na Índia, 43% das crianças e mais de metade dos adultos que possuem pobreza em educação ou saúde não estavam dentre aqueles enquadrados com pobreza monetária.

Segundo Bourguignon e Chakravarty (2003), a pobreza depende de variáveis​​monetárias e não monetárias. Uma maior renda pode ser capaz de melhorar a posição de alguns de seus atributos não-monetários e, portanto, utilizar a renda como único indicador de pobreza é inadequado, devendo o mesmo ser complementado por outros atributos ou variáveis,​​ como por exemplo habitação, alfabetização, expectativa de vida e bens públicos.

Portanto, a literatura tem destacado que a extrapolação dos resultados observados para indicadores de pobreza unidimensional parece falhar significativamente na identificação das privações em outras dimensões. Em tais situações, são necessárias análises interdimensionais da pobreza para fornecer uma interpretação mais precisa sobre as relações existentes entre as múltiplas privações que pessoas podem sofrer.

Apesar da evolução nas discussões sobre as multidimensões da pobreza, não se observa estudos direcionados a identificação das possíveis inter-relações entres as mesmas. Por exemplo, não se conhece o quanto a pobreza monetária afetaria as privações em educação, habitação ou saúde e vice-versa. A literatura destaca a existência de diversas modalidades de pobreza e, ainda, é capaz de identificar seus determinantes, contudo pouco se conhece sobre as inter-relações vigentes para as mesmas. Não se observam argumentos que indiquem como o comportamento da pobreza monetária influencia as privações em saúde, habitação e educação, ou ainda, qual o percentual das flutuações nestas últimas é explicado pelos movimentos na primeira e vice-versa.

Neste sentido, este trabalho tem por objetivo identificar as relações existentes entre os diferentes tipos de pobreza, de forma a diagnosticar qual o sentido de causalidade entre as mesmas e a contribuição que cada uma das destas possui sobre o comportamento das demais dimensões. Assim, esta pesquisa trás como contribuição para a literatura sobre pobreza argumentos sobre as possíveis inter-relações existentes entre as suas multidimensões, quais sejam renda, saúde, educação e habitação. Através de um painel de dados formado pelos 5.593 municípios brasileiros, utilizar-se-á o modelo PVAR para construção das funções de impulso a resposta, que indicaram as relações entre as dimensões da pobreza no tempo, e a abordagem de copula, que descreverá o tipo de dependência existente entre as privações.

Além desta seção introdutória, que frisou uma síntese da literatura e apresentou o objetivo do trabalho, esta proposta de pesquisa apresenta mais quatro seções. A segunda discorrerá a técnica de Vetores Auto – Regressivos para dados em painel, a qual constituíra formalmente os argumentos necessários à discussão sobre a existência ou não das inter-relações entre os diferentes níveis de pobreza a partir da função de impulso – resposta. A terceira apresentará a técnica de copula, responsável por estimar a relação de dependência entre as privações. A quarta discutirá os resultados. Por fim, a quinta apresentará as considerações finais.

**2 METODOLOGIA**

Na tentativa de verificar as relações existentes entre as diversas dimensões da pobreza será utilizada a técnica de Vetores Auto-Regressivos para dados em painel. A partir das funções de impulso a resposta e da análise de decomposição da variância serão identificados os sentidos para as relações interdimensionais da pobreza, bem como o impacto percentual de influência das mesmas nas suas respectivas flutuações.

**2.1 Modelo PVAR – Modelo de Vetores Auto - Regressivos para Dados em Painel**

Seja *wit* um vetor (m × 1) de variáveis ​​aleatórias para a *i-ésima* unidade de corte transversal no tempo t e suponha que os *wit’s* são gerados pelo seguinte modelo painel VAR de ordem um:

para *i* = 1, 2, ... , *n* e *t* = 1, 2, ... , T, onde: é uma matriz *m x m* de parâmetros, é um vetor *m x 1* de efeitos individuais, é o termo de erro e é uma matriz identidade de dimensão *m x m*.

O PVAR pode ser especificado com efeitos fixos ou aleatórios. Contudo, independentemente da formulação assumida, a utilização desta metodologia requer o atendimento de algumas hipóteses:

1. As observações de *wit* são *wi0*, *wi1*, ... , *wiT*, T ≥ 2, mas assumem valores fixados quando n → ∞.
2. O termo de erro , para t ≤ T, é *i.i.d.* ˅ i,t, com E[] = 0 e Var[] = Ωε, sendo Ωε uma matriz positiva definida.
3. Os desvios iniciais, , são *iid* entres os *i*, com média zero e variância constante dada por: .

**2.1.1 Estimador de Efeito Aleatório**

Considerando a especificação com efeitos aleatórios deve-se levar em consideração que a variância do efeito individual é a mesma para todo *i* e que não existe correlação entre tal efeito e o termo de erro. Portanto, além das suposições iniciais, admite-se que:

Tais argumentos proporcionam o seguinte formato para a matriz de variância do termo de erro:

, para to *i* e *t* = 1, 2, , *T*,

onde ,

,

com , , é uma matriz positiva definida e é uma matriz positiva semidefinida.

Por fim, supõe-se que todos o elementos do produto *t* = 1, 2, , *T*, possuem um segundo momento finito e que um vetor de coeficientes desconhecidos , onde é um conjunto compacto, seja o verdadeiro vetor de parâmetros, , pertencente ao interior de .

Apresentada as condições iniciais passa-se a apresentação do processo de estimação do modelo com efeitos aleatórios. O estimador de *θ* pode ser derivado pela maximização da seguinte função de log-verossimilhança:

onde

,

com sendo um vetor *T x 1* de uns, e

Na presença do efeito tempo e com sendo gerado por

, com *i* = 1, 2, ... , N; *t* = 1, 2, ... , T. (3)

onde é um vetor *m x 1* do efeito tempo, e os vetores e são redefinidos como segue

e ,

pode-se obter por

Quando , *t* = 1, 2, ... , *T*, o estimador de pode ser obtido pela média ponderada dos estimadores irrestritos, :

onde foi particionada em (T+1)2 blocos de dimensão *m x m*,

O restante dos parâmetros do estimado de Máxima Verossimilhança com efeitos aleatórios, , pode ser construído através da função de log-verossimilhança concentrada.

**2.1.2 Estimador de efeito fixo**

Diferentemente do modelo com efeitos aleatórios, a especificação com efeitos fixos não necessita de suposições sobre o termo . Portanto, trabalha-se com um termo de efeito individual que é heterocedástico e distribuído de forma dependente, cuja caracterização é determinada pela distribuição de probabilidade conjunta com um número de parâmetros crescendo a mesma taxa da quantidade de *cross-section* presentes no painel e por fim, além de não possuírem momentos, são correlacionados com o termo de erro.

A literatura destaca a eliminação de ’s aplicando a primeira diferença na equação (1),

, *t* = 2, 3, … , T. (4)

O estimador consistente de Quase máxima Verossimilhança pode ser obtido através da função de probabilidade conjunta incondicional de ou pela distribuição condicional de , para *t* > 2, em .

Além destas questões, o estimador de efeito fixo deve atender algumas suposições, quais sejam:

1. As seguintes restrições de momentos são satisfeitas:

e

, para *t* = 2, 3, ... , *T*,

onde .

Através das suposições (i) – (iii) da seção 3.2, tem-se

,

e , para todo *t* = 3, 4, ... , *T*,

onde

1. O segundo momento da matriz de produtos , *t* = 2, 3, ... , *T*, com , existe.
2. Seja *ρ* um vetor [m2 + m(m+1)] x 1 de parâmetros desconhecidos

onde e . Então, , onde é um conjunto fechado, e o verdadeiro vetor de parâmetros, , encontra-se no interior de .

O estimador de Quase-Máxima Verossimilhança para pode ser obtido pela maximização da função log-verossimilhança baseada na distribuição de probabilidade conjunta de . Admitindo a condição de normalidade:

onde e .

Admitindo efeito tempo e com sendo gerado por

, com *i* = 1, 2, ... , N; *t* = 2, ... , T. (6)

com . Redefinindo e ,

e ,

a função de log-verossimilhança é dada por (5) e o estimador de pode ser apresentado como segue:

Quando , , observa-se que o estimador de assumirá a seguinte forma:

onde é uma matriz particionada em (T+1)2 blocos de dimensão *m x m*.

A especificação de efeitos fixos não possui restrições sobre a distribuição dos efeitos individuais, *μi*. e seu estimador admite a possibilidade de *cross-sections* heterocedásticos no componente de erro, *(Im - Φ) μi + εit*. Além disso, a análise acima pode facilmente acomodar um erro intertemporal com variância não homocedástica. Isto pode ser feito admitindo-se que os distúrbios *εit* são distribuídos de forma independente e idêntica para todo *i* e independentemente de todos os *t* com Var(*εit*) = *Ωεt*, com *Ωεt* sendo uma matriz positiva definida para todo *t*.

**2.1.3 Estimador de GMM**

Para o modelo apresentado pela equação (1), tal que os instrumentos utilizados são as defasagens da variável *wit*, pode-se apresentar a condição de ortogonalidade como segue:

onde *qit*é um vetor *m(t-1) x 1* definido por

O estimador de GMM para é baseado na condição de momento (7), que pode ser reescrita no formato matricial como:

onde é uma matriz de dimensão *mT(T-1)/2 x (T-1)* dada por

enquanto que e são matrizes *(T-1) x m* expressa por

e

Portanto, o estimador de GMM para *ϕ = vec(Ф)* é dado por

onde , , , , , , ), e .

**2.2 Modelo Empírico e Descrição dos Dados**

Com o objetivo de mensurar o efeito interdimensional da pobreza será utilizado a seguinte versão do modelo PVAR:

para *i* = 1, 2, ... , *n* e *t* = 1, 2, ... , T, onde: é um vetor *nt x 1* de variáveis, formadas por informações sobre a pobreza em renda, a pobreza em educação, a pobreza em saúde e a pobreza em habitação; é uma matriz *m x m* de parâmetros, é um vetor *m x 1* de efeitos individuais; é o termo de erro; e é uma matriz identidade de dimensão *m x m*.

A amostra utilizada forma um painel com dados sobre quatro óticas da pobreza, quais sejam renda, educação, saúde e habitação, para 5.593 municípios do Brasil no período entre 1970 a 2000. Os dados foram retirados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA. A tabela 1 trás mais informações sobre a natureza dos dados utilizados.

**Tabela 1 –** Relação das variáveis utilizadas nas estimações.

|  |  |
| --- | --- |
| **Variável** | **Descrição** |
| Pobreza em Renda | Percentual de pessoas pobres (P0). |
| Pobreza em Educação | Percentual de analfabetos 15 ou mais anos. |
| Pobreza em Saúde | Mortalidade infantil por 100 mil vivos. |
| Pobreza em Habitação | Percentual de domicílios construídos com material durável. |

**Fonte:** elaboração própria.

**3 FUNÇÃO CÓPULA**

Uma função cópula é uma função que agrega as marginais univariadas para formar uma distribuição multivariada. Para *m* variáveis ​​aleatórias uniforme, U1, U2, · · ·, Um, a função de distribuição conjunta C, definida como segue

(1)

denomina-se função cópula.

Neste sentido, a função cópula podem ser utilizada para, através das distribuições marginais, obter-se uma distribuição conjunta. Adminitndo as seguintes funções de distribuição marginais univariadas *f*1(x1), *f*2 (x2), · · ·, *f*m (xm), a função

(2)

definida pela função cópula C, resulta numa distribuição multivariada formada pelas funções com distribuições marginais univariadas dadas por *f*1(x1), *f*2(x2), · · ·, *f*m(xm).

Esta propriedade pode ser facilmente demonstrada a seguir:

(3)

onde a distribuição marginal de Xi é

(4)

Os resultado (3) e (4) indicam que toda e qualquer função de distribuição multivariada F pode ser escrita na forma de uma função de cópula. De acordo com Sklar (1959), para uma função de distribuição multivariada conjunta com funções de distribuição marginais univariadas *f*1(x1), *f*2(x2), · · ·, *f*m(xm), existe uma função cópula ) tal que

(5)

Sendo cada Fi contínua, então C será única. Assim, as funções de acoplamento proporcionam uma unificadora e flexível forma para estudar as distribuições multivariadas.

A função cópula apresenta as seguintes propriedades:

1. , para algum componente de v com valor nulo.
2. com limite superior igual a 1, exceto o *i-ésimo* commponente de *v* com limit superior igual .
3. Para variáveis ​​aleatórias independentes U e V, C (u, v, ρ) = uv.

**3.1 Principais Funções Geradoras de Cópulas**

Buscando analisar como se dá o processo de interação entre distribuições de variáveis aleatórias, bem como determinar o patamar de dependência existente entre as mesmas, a abordagem de cópula apresenta um conjunto de funções geradoras, sendo destaque em estudos empíricos as cópulas arquimedias, normal e *t*.

Admitindo duas variáveis aleatórias, e , pode-se apresentar a função geradora da Cópula Gaussiana (normal) como segue

onde Φ é *fda* da distribuição normal e (, ) é a distribuição normal bivariada padrão com o parâmetro de correlação restrito a I(-1,1). Esta função cópula foi proposta por Lee (1983) e caracteriza-se por apresentar um parâmetro de dependência que se aproxima -1 e 1, atingindo os limites inferior e superior de Fréchet, respectivamente. A cópula normal é flexível na medida em que permite graus iguais de dependência positiva e negativa, incluindo ambos os limites de Fréchet em seu *range*.

Outra função geradora de copula bastante utilizada em estudos empíricos é a cópula *t*, cuja a estrutura aproxima-se da cópula gaussiana quando o grau de liberdade tende para o infinito. Uma característica marcante deste tipo de cópula é que a mesma é composta por dois parâmetros de dependência, sendo um para controle das caudas e o outro para determinar o patarmar da relação existente. Assim, a função geradora da cópula *t* apresenta-se no seguinte formato

(6)

onde indica o inverso da *fda* da distribuição t univariada padrão com graus de liberdade. Os dois parâmetros de dependência são (). O parâmetro controla o peso das caudas. Cabe resaltar outra característica marcante desta função cópula é que para < 3 e < 5 a condição de existência para segundo e do quarto momento, respectivamente, não é observada.

Entre as cópulas arquimedianas mais utilizadas tem-se as funções geradoras de Gumbel, Frank e Clayton. A primeira apresenta um parâmetro de dependência restrito aos reias positivos. Sua utilização é indicada quando existe uma forte correlação nos maiores valores da distribuição em detrimento daqueles inferiores. A segunda, diferentemente da anterior, permite também a análise de dependência negativa assim como no caso gaussiano. No entanto, esta função geradora de cópula caracteriza por apresentar um grau de dependência nas caudas relativamente mais fraca em comparação com a cópula Gaussiana, sendo concentrada mais fortemente no meio de distribuição, o que torna tal cópula mais apropriada para dados que apresentem fraca dependência na cauda. Por fim, a cópula de Clayton apresenta um *range* para o parâmetro de dependência definido pelos números reais não negativos. Apesar de apresentar um limite superior quando *v → ∞*, a referida cópula não atende ao limite inferior de Frécht e, portanto, não pode ser utilizada para computar uma relação de dependência negativa. Ainda, quando correlação entre dois eventos é o mais forte na cauda a esquerda da distribuição conjunta, a função geradora de Clayton torna-se uma escolha de modelagem apropriada.

O formato para função geradora de cópula arquimediana é o mesmo para todas aqueles pertecentes a referida família, sendo diferenciadas basicamente pelo intervalo no qual o parâmetro de dependência é definido. Assim, uma cópula do tipo arquimediada pode ser expressa como segue

(7)

onde é a função geradora da cópula arquimediana, é o parâmetro de dependência.

Diante do exposto, o que pode ser observado da função cópula é a mesma é capaz de construir a distribuição conjunta a partir *n* funções de distribuição marginal, bem como determinar o parâmetro de dependência entre tais distribuições marginais. Contudo, a escolha do tipo de função geradora deve ser conduzida de acordo com as características das variáveis aleatórias que formam as funções de distribuição marginais, além dos sentidos que podem ser considerados plausíveis para as relações de dependência.

Neste sentido, para analisar as relações de dependência entre as multidimensões da pobreza será utilizada a função gaussiana, já que os casos da família arquimediana restringem a análise de dependência ao caso positivo ou não negativo e dado que a amostra utilizada apresenta mais de 20 mil observações ter-se-iam, por definição, resultados similares para as cópulas *t* e gaussiana. As informações que constituíram a base para determinação do parâmetro de dependência são as mesmas apresentado na seção 2.2.

**4 RESULTADOS**

Para analisar as inter-relações existentes entre as multidimensões da pobreza foram geradas informações condizentes com a estrutura de dependência das suas respectivas distribuições e, ainda, com sua resposta temporal a partir de choques propiciados nas séries hora tratadas. Tais argumentos são responsáveis por caracterizar o comportamento intra e inter dimensional da pobreza, fornecendo amparo a discussão econômica sobre as principais facetas das privações humanas.

A análise de dependência entre as dimensões da pobreza foi realizada a partir da construção da copula gaussiana, enquanto que a relação temporal foi tratada a partir da função de impulso resposta obtida a partir do modelo PVAR. Inicialmente são apresentadas algumas estatísticas descritivas sobre as séries; em seguida, apresentar-se-á a matriz de dependência entre as privações, dadas pelo parâmetro *ρ* da função copula gaussiana multivariada e, por fim, serão discutidos os resultados das respostas aos impulsos nas quatro óticas da pobreza.

**4.1 Análise Descritiva das Privações**

Para identificar padrões iniciais sobre o comportamento das privações municipais foi construída uma série estatísticas descritivas. Tias medidas são responsáveis por apresentar um diagnóstico inicial para o conjunto de informações trabalhadas neste estudo, o qual servirá de base para os argumentos da análise dependes e de reposta ao impulso. A tabela apresenta o referido conjunto de estatísticas.

**Tabela 2 –** Estatísticas descritivas para as dimensões da pobreza.

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Estatística** | **Renda** | **Educação** | **Saúde** | **Habitação** |
| **Média** | 59,84 | 32,21 | 67,98 | 63,60 |
| **Desvio padrão** | 25,25 | 18,15 | 49,24 | 31,75 |
| **Coeficiente de Variação** | 0,42 | 0,56 | 0,72 | 0,49 |
| **Assimetria** | -0,33 | 0,55 | 1,50 | -0,47 |
| **Curtose** | 1,95 | 2,36 | 5,35 | 1,84 |
| **Máximo** | 100 | 92,4 | 303,66 | 100 |
| **Mínimo** | 1,62 | 0,91 | 5,38 | 0 |

**Fonte:** elaboração própria.

De acordo com a tabela dois pode-se verificar um valor 59,84% para a percentual de pessoas pobres. Tal fato indica que entre 1970 e 2000, em média, mais da metade das populações residentes nos municípios brasileiros apresentavam pobreza monetária. Ainda, destaca-se que a referida medida apresenta uma dispersão de 25,25 unidades, o que indica que o percentual de pessoas pobres, P0, em alguns casos encontra-se superior a 85% da população residente, inclusive encontrando-se em alguns casos no seu patamar máximo. Apesar gravidade apresentadas por tais estatísticas, as privações monetárias não se mostram significativas em alguns municípios, já que a amostra contempla cidades com P0 inferior a 5%, sendo seu valor mínimo de 1,62%. Por fim, verifica-se uma distribuição municipal com assimetria a direita de forma moderada e uma curtose do tipo platicúrtica, o que defini a distribuição da pobreza monetária de forma concentrada em torno da média, mas com um leve afastamento à direita, e com frequências relativamente baixas, o que reforça a forte dispersão existe na série.

Analisando a ótica da pobreza em educação verifica-se um percentual de analfabetos em média igual 32,21%, com uma dispersão em torno da mesma de 56%. Assim, tem-se que um terço da população residente nas cidades do Brasil com idade superior a 15 anos possuem privações educacionais, podendo este valor alcançar o patamar de 92,4% do total de residente como mostra à estatística máximo. As estatísticas de assimetria e curtose indicam que a distribuição municipal de privações em educação apresenta-se com um afastamento a esquerda e mesocúrtica, o que reflete um comportamento muito próximo ao normal, ou seja, com uma média muito próxima ao centro e com frequências distribuídas de forma homogênea entre as classes. Assim, o que pode se observar para realidade municipal no Brasil é que as privações em educação são muito semelhantes, já que a distribuição observada para a série é muito próxima da variante Normal.

Com uma média de 67,98% e um dispersão de 49,24, sendo esta última cerca de 72% em termos da média, tem-se que a situação municipal em termos de condições de saúde apresentam uma condição bastante precária. Estes resultados indicam que a cada cem mil nascidos vivos têm-se 68 óbitos, em alguns casos chegando a 303. A referida série apresenta um grau de afastamento a esquerda e uma curtose do tipo leptocúrtica, refletido que a média amostral é inferior ao valor modal e que as frequências para as observações mostram-se bastantes elevadas, ou seja, acima dos valores normais. Por um lado, o fato de a distribuição apresentar assimetria a esquerda indica que a média de mortalidade infantil é inferior ao número de casos mais frequentes na amostra. Por outro, o fato de um elevado coeficiente de curtose reforça a observação de altas ocorrências para os diversos elementos da amostra.

Por fim, no que se refere às privações em habitação, medida pelo percentual de casas construídas com material durável, observa-se que 63,6% da população reside em domicílios construídos de forma apropriada, ou seja, de modo a proporcionar as condições adequadas de moradia. Com um desvio padrão de 31,75, correspondendo a uma dispersão em torno da média de 49%, pode-se observar uma elevada discrepância nas privações municipais de habitação. Ainda, de acordo com as estatísticas máximo e mínimo, identificou-se na amostra cidades que possui 100% das suas residências construídas com material durável e, também, casos no qual este percentual é nulo, o que reforça a acentuada variabilidade neste tipo de privação.

**4.2 Análise de Dependências das Privações**

Uma das vantagens da utilização da técnica de copula é que a mesma é capaz de gerar a função de distribuição conjunta para *n* variáveis aleatórias e, ainda, obter suas respectivas marginas. A partir destas informações é possível construir uma medida de dependências entre as distintas variáveis aleatórias e, assim, identificar o padrão de relação existente entre as mesmas. Com o intuito de verificar a existência de relações entre os níveis de privações em renda, educação, saúde e habitação para os municípios brasileiros, utilizou-se a função copula gaussiana para determinação do patamar de dependência entre as mesmas. A matriz de dependência produzida pela copula gaussiana multivaria é apresenta a seguir.

**Tabela 3 –** Dependência entre as privações municipais obtidas pela copula gaussiana.

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Privação** | **Educação** | **Renda** | **Saúde** | **Habitação** |
| **Educação** | 1,0000 | 0,8383 | 0,8106 | -0,1971 |
| **Renda** | 0,8383 | 1,0000 | 0,7906 | -0,2271 |
| **Saúde** | 0,8106 | 0,7906 | 1,0000 | -0,0109 |
| **Habitação** | -0,1971 | -0,2271 | -0,0109 | 1,0000 |

**Fonte:** elaboração própria.

Primeiramente, observa-se que a única variável de pobreza que apresentou uma dependência negativa para com as demais privações analisada foi aquela referente a habitação. Tal fato indicaria que uma redução nas privações em renda, saúde e educação afetaria positivamente o comportamento da pobreza em habitação e vice-versa. Este resultado indica que aquelas municipalidade que visaram atender os anseios sócios de natureza monetária, educacional e saúde obtiveram uma redução no número de pessoas com residência feita de material durável. O tom negativo para relação das condições de moradia e as demais dimensões de pobreza se reforça no fato deste tipo de necessidade rivalizar com as demais privações. Quando o indivíduo opta por despender seus recursos na construção de sua residência, este automaticamente esta deixando de gastar com saúde e educação, bem como terá uma redução de sua liquidez, agravando, portanto, este últimos níveis de carências. Contudo, cabe salientar que o padrão de saúde é aquele que possui a menor dependência em relação às condições habitacionais.

No que tange as demais relações de dependência, quais sejam, aquelas entre as óticas da renda, saúde e educação, verificou-se um padrão positivo em todas as relações. Assim, aquele município que apresentar um alto grau de privação em renda, paralelamente, será detentor de carências em saúde e educação. Dados que os parâmetros de dependência calculados pela copula gaussiana aproxima-se do limite superior de Fréchet para referida abordagem, qual seja a unidade, pode-se inferir que aquelas jurisdições com altos níveis de mortalidade infantil e com uma taxa de analfabetismo elevada são condizentes com uma grande proporção de pessoas pobres. Por um lado, quanto menos recursos em mão dos indivíduos, menores as chances do mesmo realizar gastos em saúde, bem como destinar parte do seu tempo para obter qualificações. Por outro, quanto menor o nível de escolaridade do individuo ou quanto maiores forem suas carências em saúde, menores serão as expectativas de rendimentos futuros. Neste sentido, carências monetárias seriam responsáveis por afetar as dimensões da pobreza em saúde e educação e vice-versa, tornando a situação municipal ainda mais difícil.

Tratada as relações de dependência por meio da copula gaussiana, passa-se a apresentação da análise temporal propiciada pelas funções de impulso resposta obtidas pelo modelo PVAR.

**4.3 Análise Temporal da Relações entre as Privações**

Relatado o comportamento descritivo das variáveis que compõem as óticas da pobreza hora tratadas, bem como seu padrão de dependência, passa-se a descrição do tipo de tendência observado para as séries. A tabela 3 apresenta o resultado do teste de estacionaridade de Fisher desenvolvido por Maddala e Wu (1999).

**Tabela 3 –** Teste de estacionaridade para dados em painel.

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| **Série** | **Estatística** | **P-valor** |
| **Renda** | 3.57e+04 | 0,000 |
| **Educação** | 3.52e+04 | 0,000 |
| **Saúde** | 3.85e+04 | 0,000 |
| **Habitação** | 3.98e+04 | 0,000 |

**Fonte:** elaboração própria. **Obs:** H0: raiz unitária.

O p-valor para estatística de Chi-quadrado obtida do teste de estacionaridade de Fisher para dados em painel destaca que o conjunto de séries que indica o nível de pobreza nos municípios brasileiros referente à renda, educação, saúde e habitação possuem, em nível, um comportamento estacionário. Diante deste resultado, pode-se justificar o uso do modelo PVAR proposto por Holtz-Eakin *et. al.* (1988).

Os resultados das estimações do modelo PVAR serão descutidos a partir das funções de impulso resposta e da análise de decomposição da variância, os quais são apresentados na figura 1 e na tabela 4 respectivamente.

**Figura 1 –** Funções impulso-resposta do PVAR(1).



**Fonte:** output do Stata.

Analisando o formato da figura 1 como uma matriz, pode-se concluir que as respostas observadas na diagonal principal, as quais são formadas a partir de choques nas próprias séries, apresentam um comportamento temporário. Todas as séries reagem positivamente a suas respectivas inovações, sendo o referido efeito seguido por impactos negativos. Este resultado se alterna ao longo dos períodos, apesar de apresentar um sentido decrescente. Neste sentido, destaca-se que as flutuações na série da educação e saúde apresentam um componente temporário que se dissipa mais rapidamente.

Considerando os efeitos permanentes propiciados por uma análise acumulada da função de impulso-resposta, observa-se para as séries de privações em renda, educação, saúde e habitação um componente positivo. Logo, o que pode se esperar de impactos das inovações nas referidas dimensões da pobreza sobre elas próprias é que os indicadores de renda habitação, saúde e educação piorem.

Em síntese, as observações das respostas aos impulsos nas próprias séries mostram que aqueles municípios que possui maiores privações nas quatro óticas de pobreza analisadas tende a possuir um cenário pior àquele observado antes do choque.

Realizadas as considerações sobre as respostas aos impulsos próprios, passam-se as considerações sobre as inter-relações das dimensões da pobreza. Os argumentos que nortearam tal discussão remetem-se as funções de impulso resposta apresentadas nos gráficos que forma os triângulos superior e inferior da matriz de gráficos expressa na figura 1.

Primeiramente, serão observadas as resposta da pobreza monetária mediante os impulsos nas demais dimensões. Como pode ser observado, as inovações nas séries da educação, saúde e habitação não provocam reação na série monetária. Contudo, verifica-se um efeito defasado que no acumulado se mostram positivo para as séries da educação e habitação, enquanto o mesmo se faz de modo negativo para série da saúde. Assim, tem-se um impacto positivo e crescente das privações em educação e habitação para com a pobreza monetária, enquanto que o impacto da privação em saúde sobre a em renda apresenta o sentido inverso.

Estes resultados destacam que aquelas cidades que apresentam altos níveis de privações em educação e habitação provavelmente possuem um percentual de pessoas pobre elevado. A ausência de infraestrutura e uma deficiência na escolaridade proporcionam um ambiente totalmente desfavorável ao crescimento da renda. Dificilmente aquelas cidades com muitos analfabetos e com pessoas vivendo sem as mínimas condições residências poderão contribuir para elevar o número de pessoas fora da faixa de pobreza, já que tias requisitos são fundamentais para mobilidade social do indivíduo. Portanto, pobreza em educação e habitação provoca pobreza em renda.

Embora tenha se mostrado de forma pouco expressiva, as privações municipais em saúde afetam, no acumulado, a pobreza em renda, ou seja, quanto maior for à precariedade municipal em saúde, menor será o contingente de pessoas pobres.

No que tange as respostas das privações em educação dados impulsos nas demais dimensões da pobreza identificou-se que somente a pobreza monetária é capaz de gerar uma reação na série da pobreza em educação, mostrando-se a mesma de caráter positiva, tendo as privações em saúde e em habitações um impacto defasado sobre as privações na mesma. Ao longo de seis períodos, pós-choque, verifica-se um efeito acumulado positivo das privações em renda e em habitação sobre aquela referente à educação, enquanto que inovações na série de pobreza na saúde provocou um impacto acumulado negativo sobre a mesma. Estes resultados destacam os benefícios (malefício) que um maior (menor) nível de renda e uma melhor (pior) infraestrutura são capazes proporcionar para os indicadores educacionais. Este resultado indica que aquelas municipalidades com menores proporções de indivíduos pobres e com melhores condições de moradia teriam atributos favoráveis para obtenção de um melhor nível educacional. Neste sentido, pode-se verificar que a relação entre privações monetárias e habitacionais para com a educação dar-se-á de forma direta, enquanto que a dimensão da saúde teria uma relação inversa com a privação em educação.

A privação em saúde, que mostrou afetar negativamente as demais dimensões da pobreza, apresentou respostas semelhantes para os impulsos nas dimensões da renda, educação e habitação. Enquanto que inovações nas primeiras fazem com que a série de privações em saúde reagirem de forma positiva, indicando que quando os indicadores de renda e educação pioram, tem-se como resultante um piora imediata nas condições de saúde nos municípios, verificou-se um impacto da pobreza em moradia sobre a pobreza em saúde somente após um período e, assim como as demais, caracterizando-se de forma positiva.

Em termo das respostas acumuladas, identificou-se que os maiores impactos dar-se-ão sobre a pobreza em saúde. Todas as dimensões provocam impactos positivos ao longo de seis períodos, mostrando-se de forma mais moderada para impulsos na privação em habitação. Este resultado reforça a influência que, principalmente, as dimensões da renda e da educação imprimem sobre o comportamento dos indicadores municipais de saúde. Aquelas jurisdições com maior número de pessoas em condições de pobreza, com maior número de analfabetos e com piores condições de moradia sofrem com problemas financeiros, com a falta instrução e com a ausência de condições sanitárias adequadas, acabando por apresentarem privações em saúde mais severas.

Por fim, no que tange as respostas da série da privação em habitação dados os impulsos nas demais dimensões da pobreza, destaca-se que a referida série sempre apresenta algum nível de reação, sendo positiva para impulsos monetários ou educacionais e negativos para inovações na série da saúde. Ainda, verificou-se que ao longo de seis períodos o efeito provocado por choques na dimensão da renda praticamente se dissipam, enquanto os demais efeitos se perpetuam por um período superior. No acumulado, as respostas observadas paras a série da habitação, assim, como as respostas das demais privações, mostraram-se negativas para choques nas privações de saúde e positiva para ocorrências das demais inovações. Assim, o que se observar é que flutuações nos indicadores de pobreza monetária e educacional provocam um impacto positivo sobre as privações em moradia, enquanto que o sentido inverso é observado para as mudanças nas privações em saúde.

**5 CONSIDERAÇÕES FINAIS**

A literatura destaca a importância da análise multidimensional da pobreza, já que é consenso de que a análise baseada somente no quesito renda não se mostra adequada para descrever o nível de privações de uma população. Contudo, as discussões sobre as diversas privações pelas quais um conjunto de indivíduos pode passar remetem a formação de indicadores agregados, que limitam a análise a verificação do nível de pobreza global e pouco reflete qual o tipo de relações que existem entre as várias carências sociais.

Neste sentido, este trabalho se propôs a apresentar o cenário vigente para o comportamento interdimensional das privações sociais utilizado a técnica de copula, a qual apresentou o patamar de dependência entre distintas óticas de pobreza, e o modelo de Vetores Auto Regressivos para dados em painel, do qual foram obtidas as funções de impulso-resposta que relataram o sentido para as relações entre as privações em saúde, educação, renda e habitação para 5.593 municípios brasileiros entre 1970 e 2000.

A análise dos resultados da copula gaussiana permitiu verificar que existe uma forte e positiva relação de dependência entre as distintas carências trabalhadas, salvo para o caso das privações em moradia, que além de apresentar uma relação negativa, a mesma mostrou-se pouco expressiva, principalmente, quando observada sua relação com a carência em saúde. Assim, o que se pode observar é que aquelas municipalidades que enfrentam fortes privações em renda, também apresentam altos nível de pobreza em saúde e educação.

As respostas observadas para as dimensões da renda, educação, saúde e habitação a partir de choques nas respectivas séries mostraram um sentido que se inverte ao longo do tempo, mas que no acumulado mostrou-se de forma positiva. Assim, para um choque positivo no número de pessoas abaixo da linha da pobreza ter-se-ia uma piora nos nível de privação monetária, um choque positivo na taxa de analfabetismo proporcionaria uma elevação na proporção de analfabetos, um choque positivo na mortalidade provocaria um efeito positivo sobre as privações de saúde e, por fim, um choque positivo no número de residências com condições adequadas seria responsável por elevar a precariedade das moradias.

No que tange as respostas aos impulsos interdimensões observou-se um sentido positivo para as inter-relações entre as dimensões da renda, da educação e da habitação e, ainda, um impacto positivo destas últimas sobre a dimensão da saúde, indicando que a elevação no número de pessoas pobres é responsável pelo aumento da taxa de analfabetismo e na taxa de mortalidade, e vice-versa, além de uma piora nas condições de moradia. Por sua vez, impulsos nas privações em saúde promovem respostas negativas sobre as demais privações.

Portanto, a análise interdimensional da pobreza indica que existe uma relação intra e interprivações e, ainda, que aquelas municipalidades que tiverem um aumento acentuado nas carências de qualquer uma das óticas analisadas sofrerá com indicadores ainda mais desfavoráveis nas demais dimensões da pobreza.

**REFERÊNCIAS**

ALKIRE, Sabina; SANTOS, Maria Emma. **Acute multidimensional poverty: A new index for developing countries.** OPHI Working Paper Series 38, Oxford University. 2011.

ALKIRE, Sabina; FOSTER, James. Counting and multidimensional poverty measurement. **Journal of public economics**, v. 95, n. 7, p. 476-487, 2011.

ATKINSON, A.; BOURGUIGNON, F.: The comparison of multidimensioned distributions of economic status. **Rev. Econom. Stud.** 49, p.183–201, 1982.

ATKINSON, Anthony B. Multidimensional deprivation: contrasting social welfare and counting approaches. **The Journal of Economic Inequality**, v. 1, n. 1, p. 51-65, 2003.

BINDER, M.; HISAO, C.; PESSARAM M. H. Estimation and Inference in Short Panel Vector Autoregressions with Unit Roots and Cointegration. **Econometric Theory,** vol. 21, nº. 4, 2004.

BOURGUIGNON, Francois; CHAKRAVARTY, Satya R. The measurement of multidimensional poverty. **The Journal of Economic Inequality**, v. 1, n. 1, p. 25-49, 2003.

CHAKRAVARTY, Satya; DEUTSCH, Joseph; SILBER, Jacques. On the Watts Multidimensional Poverty Index and its Decomposition. World Development 36(6): 1067-1077. 2008.

DEUTSCH, Joseph; SILBER, Jacques. Measuring multidimensional poverty: An empirical comparison of various approaches. **Review of Income and Wealth**, 51 (1): 145–174. 2005.

DUCLOS, J.; SAHN, D.; YOUNGER, E. Robust multidimensional poverty comparisons. **Economic Journal**, 116 (514): 943-968. 2006.

HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEY, W. K.; ROSEN, H S. Estimating vector autoregressions with panel data. **Econometrica**. 56, 1371-1395. 1988.

IM, K. S.; PESARAN, H; SHIN, Y. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. **Journal of Econometrics.** 115, 53-74. 2003.

KOLM, S-Ch. Multidimensional egalitarianisms. **Quartely Journal Economics.** 91: 1 – 13, 1977.

LEE, L. Generalized econometric models with selectivity. **Econometrica****51**, 507–512, 1983.

MAASOUMI, E. The Measurement and Decomposition of Multidimensional Inequality, **Econometrica**, 54, 771-779, 1986.

MAASOUMI, Esfandiar; LUGO, Maria Ana. **The Information Basis of Multivariate Poverty Assessments.** In Quantitative Approaches to Multidimensional Poverty Measurement, Kakwani and Silber (eds.), Palgrave Macmillan, 2008.

MADDALA, G.S. e WU, S. **A Comparative Study of Unit Root Tests With Panel Data and A New Simple Test.** Oxford Bulletin of Economics and Statistics 61,631-652. 1999.

RUGGIERI-LADERCHI, C.; SAITH, R.; STEWART, F. Does it matter that we do not agree on the definition of poverty? A comparison of four approaches. **Oxford Development Studies**, 31, 243–274. 2003.

SEN, Amartya K. Poverty: An ordinal approach to measurement. **Econometrica.** 44 (2): 219-231. 1976.

SKLAR, A. Random variables, joint distributions, and copula. **Kybernetica****9**, 449–460, 1973.

Tsui, K. Y., Multidimensional Generalizations of the Relative and Absolute Indices: the Atkinson-Kolm-Sen Approach. **Journal of Economic Theory**, (1995), 67, 251-265, 1995.

TSUI, Kai-yuen. Multidimensional poverty indices. **Social Choice and Welfare**, v. 19, n. 1, p. 69-93, 2002.