

EXTREMA POBREZA, DESIGUALDADE, CRESCIMENTO E POLÍTICAS PÚBLICAS: EVIDÊNCIAS OBTIDAS A PARTIR DE PAINEL DINÂMICO PARA OS ESTADOS BRASILEIROS

Wellington Ribeiro Justo
Departamento de Economia -URCA
Universidade Regional do Cariri-
URCA/PPGECON-UFPE
Crato-CE, Brazil
justowr@yahoo.com.br

Weiga Vieira Cavalcante
Universidade Regional do Cariri
URCA
Crato-CE, Brazil
vweiga@hotmail.com

Abstract— This study aims to estimate the elasticity of extreme poverty in Brazil with respect to a set of variables: different categories of expenditure; unequal distribution of income measured by Gini coefficient, GDP per capita, average years of study and gross domestic product per capita. Models were estimated econometric panel data static and dynamic for the period 2001-2009. Taking into consideration the regional differences, the results show low sensitivity of extreme poverty to public expenditure. The interpersonal income inequality hinders the reduction of extreme poverty while the average years of schooling and economic growth act more intensely on reducing it.

Keywords— Extreme Poverty; Public Expenditure; Panel Data; Dynamic Models)

I. INTRODUCTION

A histórica e persistente desigualdade na distribuição pessoal e regional de renda no Brasil tem sido relatada em diversos estudos. Ramos e Mendonça (2005)^[1], por exemplo, evidenciam a incômoda posição brasileira entre os países com maior iniquidade do mundo. Os autores correlacionam esta desigualdade com a pobreza extrema. A elevada desigualdade, por conseguinte limita a capacidade de crescimento do estado em reduzir a pobreza extrema ou até aumentando as diferenças entre os mais pobres e os mais ricos da população. Este comportamento levou os pesquisadores a dar mais atenção aos efeitos do crescimento econômico na redução das desigualdades haja vista que esta tem sido a política pública adotada nas últimas décadas na tentativa de redução da pobreza.

Segundo o IPEA (2012)^[2] mesmo com a desigualdade atingindo o piso da série histórica, ainda assim o Brasil está entre os 12 países mais desiguais do mundo. Em outros países a desigualdade tem aumentando, sobretudo pelo efeito da China e Índia onde concentra mais da metade da população pobre do mundo.

Justo e Silva (2011)^[3] apontam que no *mainstream* até a década de 1970 prevalecia a ideia que a pobreza seria reduzida drasticamente ou mesmo eliminada à medida que o crescimento econômico ocorresse com altas taxas. O tempo, contudo, frustrou esta expectativa.

Nesse contexto diversos autores passaram a explorar esta temática buscando evidências de quem se beneficiava mais com o crescimento econômico. Silveira Neto (2005)^[4], Justo e Silva (2011)^[3], entre outros, avaliam se o crescimento econômico tem sido em prol dos mais pobres.

A pobreza extrema pode ser tratada à luz de várias ciências. No contexto econômico, social e político busca-se vincular a capacidade do estado através de sua estrutura e de políticas na redução das desigualdades, sobretudo reduzindo a pobreza. Por sua vez Pinto e Oliveira (2010)^[5] sugerem que a identificação dos principais elementos na estratégia da redução da pobreza tem recebido atenção dos pesquisadores e de instituições como o Banco Mundial.

Nesse sentido este estudo busca estimar as elasticidades da pobreza extrema vinculadas a um conjunto de fatores que possibilitem inferir sobre a capacidade do estado em reduzir a parcela da população na pobreza extrema. Assim, consideram-se as despesas do estado, a distribuição interpessoal de renda através do Coeficiente de Gini, o nível de escolaridade mensurado pela média de anos de estudo da população com 25 ou mais anos de idade e o crescimento econômico. As referidas elasticidades são estimadas utilizando três estimadores com dados em painel: abordagem estática com efeito fixo ou aleatório e abordagem dinâmica com o estimado GMM em diferenças de Arellano e Bond (1991)^[7] e o GMM de sistema de Blundell e Bond (1998)^[8]. A análise compreende informações estaduais para os anos de 2001 a 2009, período este em que a economia apresentou taxas de crescimento consideráveis e crescimento na aplicação de recursos via políticas públicas que objetivavam minimizar as desigualdades no Brasil com possíveis impactos distintos entre os estados. Este período destaca-se por compreender uma menor desigualdade de renda

no Brasil em um período recente. Outra justificativa para a escolha do período é que 2010 não tem PNAD, mas Censo Demográfico. A quebra da série traz problemas nas estimações.

Contribuição deste trabalho está na abordagem da pobreza extrema, haja vista que em função da recente redução da pobreza a atenção maior passa na redução da pobreza extrema inclusive com a criação de políticas públicas com foco nesta parcela populacional a exemplo do programa Brasil sem miséria. Outra contribuição é que é utilizada a modelagem de estimadores com dados em painel dinâmico ainda pouco utilizada.

Além desta introdução o trabalho está dividido em mais quatro seções. Na seção seguinte faz-se uma revisão da literatura e apresentam-se evidências para o Brasil. Na terceira seção traz a metodologia. A quarta seção traz os resultados e finalmente a última seção são apresentadas as conclusões.

II. REVISÃO DE LITERATURA E EVIDÊNCIAS PARA O CASO BRASILEIRO

A. *Crescimento e Pobreza*

Em virtude dos resultados do crescimento econômico terem frustrado a expectativa de que o crescimento econômico reduziria ou mesmo acabaria com a pobreza, a literatura abordando esta temática passou a ser explorada intitulado como crescimento "pró-pobre". Nesse sentido Tochetto *et al* (2010)^[9] sugerem que ocorre desenvolvimento econômico quando o crescimento é capaz através da ampliação da base de recursos em melhorar a qualidade de vida da sua população.

Na literatura tem sido usual a estimação da elasticidade do crescimento econômico em relação à pobreza para avaliar o quão os mais pobres tem se beneficiado deste crescimento. Desta forma, a redução da pobreza ou pobreza extrema ocorreria via crescimento econômico na medida em quem houvesse maior inclusão dos mais pobres na atividade econômica. Desta forma é importante consideram o crescimento econômico não somente pela sua quantidade, mas, sobretudo pela sua qualidade.

Contudo não é consensual o conceito de que o crescimento econômico é ou não favorável aos mais pobres. Dito de outra forma há autores que consideram que o crescimento econômico favorece os mais pobres quando consegue reduzir a taxa de pobreza na população. Contudo, há autores que consideram que o crescimento favorece os mais pobres quando o crescimento beneficia os mais pobres dando-os mais oportunidades.

Kakwani e Pernia (2000)^[10] e White e Anderson (2001)^[11] concordam que o crescimento econômico beneficia os mais pobres quando a renda média dos mais pobres cresce à taxa mais elevada do que os não pobres, ou da renda média. Desta forma, a

redução da desigualdade de renda levaria à redução da pobreza. Assim, o enfoque aqui é mais na diminuição da desigualdade que propriamente nos ganhos de bem-estar dos mais pobres. Isto é o foco é, sobretudo, na questão distributiva.

Outra corrente, com destaque para Ravallion e Chen (2003)^[12], contudo, considera que o crescimento favorece os mais pobres à medida que reduz a pobreza, beneficiando os mais pobres e aumentando o acesso às oportunidades. Assim, não há correlação direta não condicional às alterações na distribuição de renda para promover ganhos de bem-estar para os mais pobres (SILVEIRA NETO, 2005)^[4].

Barros; Foguel (2000)^[13] apontam que através de uma correlação entre renda e pobreza o Brasil deveria apresentar um percentual de pobres menor do que efetivamente se observa em virtude, principalmente, da desigualdade na distribuição dos recursos nacionais.

Já Hoffmann e Kageyama (2006)^[14] analisaram a pobreza no Brasil sobre vários aspectos. Em uma classificação em que consideraram três dimensões da pobreza, a saber: pobreza do tipo I onde aborda a insuficiência de renda; tipo II onde são consideradas a ausência de equipamentos básicos e pobreza extrema onde são combinadas as duas anteriores, ou seja, baixo nível de renda e ausência de três dos equipamentos básicos selecionados (água canalizada, banheiro e luz elétrica). Os autores observaram dinâmicas distintas a depender do tipo de pobreza considerada no período entre 1992 e 2004. Isto é, a pobreza do tipo II e pobreza extrema apresentaram uma diminuição contínua. Por sua vez, não constataram um padrão definido para a pobreza do tipo I.

A figura 1 apresenta a dinâmica da pobreza e da pobreza extrema no Brasil na última década. Entre 2001 e 2003 há oscilação, mas nos demais anos percebe-se uma redução monotônica tanto da pobreza como da extrema pobreza no Brasil. Possivelmente as elevações dos gastos públicos com programas de transferências de renda explicam boa parte desta dinâmica. Percebe-se então que o padrão observado por Hoffmann e Kageyama (2006)^[14] continuou até 2009.

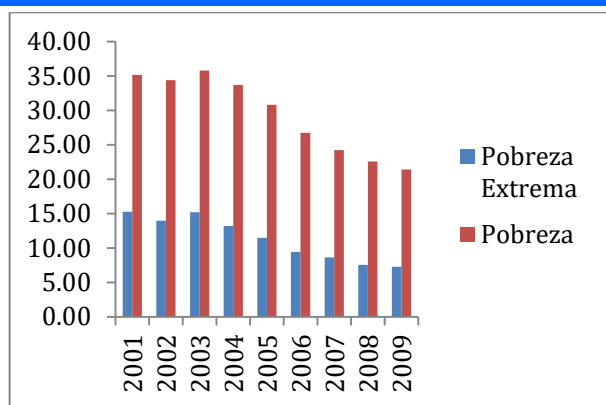


Figura 1 População com nível de renda *per capita* abaixo das linhas de pobreza e pobreza extrema (%): 2001-2009.

Fonte: Elaboração dos autores com dados do IPEA.

B. Distribuição de Renda

Outra variável relevante na literatura no que diz respeito aos efeitos do crescimento econômico na redução da pobreza é a distribuição de renda como evidenciado anteriormente.

Kakwani, Khander e Son (2004)^[15] argumentam que para analisar se o crescimento econômico favorece os mais pobres tem-se que considerar três elementos: crescimento, pobreza e desigualdade.

Kraay (2006)^[16] apontou que quanto mais sensível for a medida de pobreza à distribuição de renda dos indivíduos mais pobres, mais peso deve-se dar à distribuição de renda.

Já Ravallion (2004)^[27] afirma que o crescimento econômico terá pouco efeito sobre os pobres se não for capaz de reduzir a desigualdade. Contudo, Justo e Silva (2014)^[17] afirmam que o conceito de desigualdade está além de renda, havendo também a desigualdade de possibilidade de acesso a outros recursos necessários à vida humana.

Segundo Barreto (2005)^[18] uma queda no índice de pobreza pode ocorrer quando há combinação dos efeitos crescimento e desigualdade (distribuição). Sendo assim, um aumento na renda que seja acompanhado por uma diminuição na desigualdade favorece a população mais pobre, ou seja, uma queda na taxa de pobreza. Isto pode ocorrer tanto pode ser via crescimento da renda do mais pobre, ou como a queda da desigualdade de renda.

A figura 2 traz alguns indicadores da distribuição de renda no Brasil no período de 2001 a 2009. Observa-se que há uma elevação na proporção da renda apropriada pelos mais ricos em relação aos mais pobres até 2004. Em seguida não de forma monotônica, observa-se uma ligeira diminuição atingindo patamar um pouco menor que em 2001. Observa-se também que há diminuição de forma mais contínua na proporção da renda apropriada dos 10% mais ricos em relação aos 50% mais pobres.

No caso brasileiro além da questão da desigualdade interpessoal na distribuição da renda têm-se também as desigualdades regionais de renda. A figura 3 mostra a renda per capita entre 2001 e 2009 da unidade da federação com maior renda per capita (DF) e aquela com menor renda per capita (PI) assim como a dinâmica da renda per capita brasileira. Observa que nos três casos a renda per capita cresce ao longo dos anos. Contudo, há um descolamento da renda per capita de Brasília no final do período em relação à renda per capita brasileira. Já a renda per capita do Piauí diminui ainda de forma tímida a diferença em relação à renda per capita brasileira. Desta forma é possível que os possíveis impactos do crescimento econômico na diminuição da pobreza ocorram de forma distinta entre os estados.

O indicador mais comumente utilizado nos estudos de distribuição de renda é o Coeficiente de Gini. No caso brasileiro apesar da forte aceleração na redução deste indicador nos últimos anos, ainda assim tem-se mantido elevado em comparação a outros países. Ramos e Mendonça (2005)^[1] aponta que em um universo de 120 países pesquisados mais de 90% apresenta desigualdade menor que a brasileira.

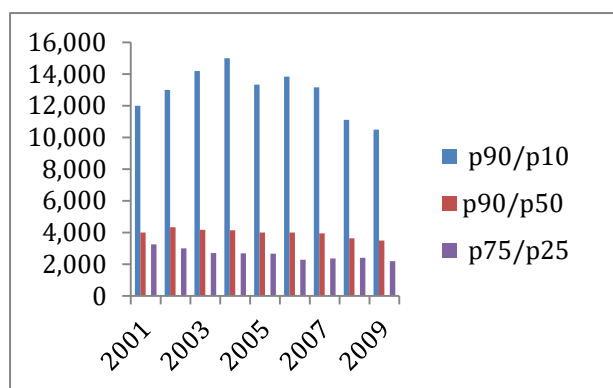


Figura 2 Indicadores de desigualdade de Distribuição de renda no Brasil: 2001 a 2009.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados das Pnads.

As discussões das causas desta desigualdade no Brasil remetem à formação histórica do Brasil colonial com predomínio da monocultura canavieira como aponta Furtado (1981)^[23] assim como a industrialização tardia e, mais recentemente, pela ação governamental de priorizar o crescimento econômico na premissa que reduziria as desigualdades.

Muitos têm sido os autores empenhados em analisar e identificar os determinantes da recente diminuição das desigualdades no Brasil. O IPEA (2012)^[1] aponta que o governo atual de forma dicotômica. Por um lado as políticas de transferência de renda têm contribuído para diminuir as desigualdades, por outro, políticas como a aposentadoria pública aumenta as desigualdades.

Figueiredo e Ziegelmann (2009)^[24], no entanto, afirmam que a recente diminuição das

desigualdades no Brasil tem ocorrido com aumento no bem-estar dos mais pobres.

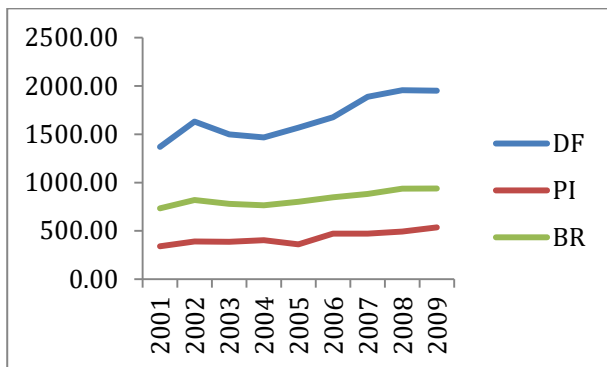


Figura 3 Renda per capita de Brasília, Piauí e Brasil: 2001 a 2009.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados das Pnads.

III. METODOLOGIA

Os dados utilizados são do IPEA e das PNAD's de 2001 a 2009. Os dados sobre as despesas públicas correspondem às realizadas pelos respectivos governos estaduais e foram obtidos a partir do Ministério da Fazenda, estando todos os valores nominais. Para tanto, foram deflacionados a partir do INPC e estão em valores de Janeiro de 2013.

Como também, tornando-os *per capita* pela utilização da população das respectivas unidades da federação. Tratando-se dos dados do percentual de pobres, coeficiente de *Gini* e média de anos de estudo da população com 25 anos ou mais de idade, foram coletados a partir do IPEADATA, os anos que não estavam disponíveis foram calculados a partir das respectivas PNAD's. Já o produto interno bruto *per capita*, este foi coletado a partir das Contas Regionais do Brasil – Coordenação de Contas Nacionais. Os valores foram deflacionados a partir do INPC e estão em valores de janeiro de 2013.

A. Modelo Econométrico

Neste artigo as elasticidades são estimadas a partir de dados em painel com as 27 unidades da federação e informações anuais entre os anos de 2001 a 2009. A montagem do painel com foco nos estados justifica-se, pela alta e persistente desigualdade estadual existente, como já discutido anteriormente.

São utilizados três estimadores para dados em painel. O de efeito fixo ou aleatório para a análise estática e para a abordagem dinâmica os estimadores GMM em diferenças de Arellano e Bond^[7] (1991) e Blundell e Bond (1998)^[8].

Baltagi (2005)^[19] e Alves *et al* (2009) evidenciam a importância de abordagem dinâmica em virtude da possibilidade de vies na abordagem estática em virtude da endogeneidade de alguns dos

regressores. O vies poderia ser causado pela omissão de variáveis, erros de medida. Seletividade da amostra entre outros.

Os estimadores dinâmicos utilizados fazem uso de variáveis instrumentais. Hipótese de sobreidentificação é testada através do teste de Sargan para validar os instrumentos utilizados como sugere Roodman (2006)^[29]. O teste de Sargan tem como hipótese nula que os instrumentos como grupo são exógenos. Assim, para o teste de Sargan AR(1) e AR(2) maiores valores da estatística são melhores. Segundo Mileva (2007)^[20] o teste para o AR(2) é mais importante pois detecta a autocorrelação em nível.

A dinâmica é captada através da utilização da variável dependente com defasagem de um período como regressor. Para controlar a correlação deste regressor e o termo de erro, o modelo dinâmico de Arellano e Bond (1991)^[7] é realizado em primeira diferença. Este mesmo procedimento é também válido para possível problema de endogeneidade das demais variáveis explicativas. Neste estudo foi realizado o teste e comprovada a Heteroscedasticidade o problema foi resolvido ao estimar o modelo de Arellano e Bond (1991)^[7] através da estimação em dois estágios com erros padrões robustos que corrige o vies para baixo causado nesse procedimento como aponta Roodman (2006)^[29].

Contudo, a consistência do estimador de Arellano e Bond (1991)^[7] depende da ausência de autocorrelação residual. Seguindo os autores foi realizado o teste para verificar a existência de autocorrelação residual.

Posteriormente Blundell e Bond (1998)^[8] observaram que para amostras pequenas os instrumentos dos valores defasados dos regressores poderiam ser fracos e, assim, viesarem o estimador de Arellano e Bond (1991)^[7]. Desta forma, eles propuseram uma mudança no estimador de Arellano e Bond em um sistema que inclui as equações em nível além das equações em primeira diferença. Nesse caso são utilizados como instrumento os valores defasados das primeiras diferenças dos regressores.

Para que os coeficientes correspondam às elasticidades o modelo é estimado com as variáveis em logaritmo. Dessa forma, tem-se a elasticidade da variável dependente (pobreza extrema) em relação a cada um dos regressores.

Para verificar se as variáveis são estacionárias foram utilizados vários testes de raiz unitária para dados em painel. A saber: Levin-Lin-Chu, Harris-Tzavalis, Breitung, Im-Pesaran-Shin¹, ADF e PP como hipótese nula de raiz unitária. Os resultados indicaram ausência de raiz unitária desde

¹ Para maiores detalhes ver Breitung (2000)^[25], Harris and Tzavalis (1999), Breitung, and Das (2005)^[26] e Levin, and Chu (2002)^[28] e Im, Pesaran, and Shin (2003)^[22].

que fosse incluída uma tendência determinística. Destarte foi incluída a tendência determinística que, também foi utilizada como instrumento seguindo Ribeiro; Leite; Justo (2016)²¹.

Feita estas considerações o modelo econométrico ficou assim representado:

$$poit^2 = \alpha it + \beta 1poi(t-1) + \beta 2mepit + \beta 3giniit + \beta 4pibit + \beta 5dpublicait + \beta 6tendi + \epsilon it \quad (1)$$

Onde po_{it} é o percentual da população na pobreza extrema; $po_{i(t-1)}$ é mesma variável defasada em um período; mep_{it} é a média dos anos de estudos da população com 25 ou mais anos; $gini_{it}$ é o coeficiente de Gini; pib_{it} é o produto interno bruto per capita; $dpublica_{it}$ é a despesa pública total; $tend_i$ é a tendência determinística e ϵ_{it} é o resíduo tido como ruído branco. O subscrito i identifica as unidades da federação e o t o período de tempo.

Com o intuito de identificar mais detalhadamente os possíveis efeitos das despesas públicas na pobreza extrema estimou-se a equação 2 onde estas foram desagregadas permitindo.

$$poit = \alpha it + \beta 1poi(t-1) + \beta 2mepit + \beta 3agit + \beta 4aspit + \beta 5dsit + \beta 6ecit + \beta 7giniit + \beta 8huit + \beta 9icsit + \beta 10pibit + \beta 11ssit + \beta 12tbit + \beta 13tpit + \beta 14tendi + \epsilon it \quad (2)$$

onde $Dagri$ é a despesa pública per capita com a agricultura; $Dassist_prev$ é a despesa pública per capita com assistência e previdência social; $Dedu_cult$ é a despesa pública per capita com educação e cultura; $Dind_comer$ é a a despesa pública per capita com indústria, comércio e serviço; $Dsegu$ é a despesa pública per capita com defesa nacional e segurança pública; $Dhab_serv$ é a a despesa pública per capita com habitação e urbanismo; $Destadual$ é a despesa pública per capita estadual; $Dsau_sane$ é a despesa pública per capita com saúde e saneamento; $Dtrab$ é a a despesa pública per capita com trabalho e $Dtrans$ é a $tpit$ é a despesa pública per capita com transporte.

Espera-se que a pobreza extrema apresente a seguinte relação com as variáveis: positiva com o Gini, ou seja, quanto maior a concentração de renda maior o percentual de pessoas na pobreza extrema; e negativa com as demais variáveis, isto é, quanto maior estas, menor a quantidade de pessoas na pobreza extrema.

² Como dito anteriormente, as variáveis estão em logaritmo e, assim, tem-se as elasticidades da variável dependente em relação a cada uma das variáveis explicativas, exceto a tendência determinística.

IV. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Na tabela 1 são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas estimações dos modelos econométricos.

TABELA 1

Estatísticas descritivas das variáveis

Descrição das Variáveis	Média	Desvio Padrão
Percentual da população dos estados na pobreza extrema	14.13	9.48
Produto interno bruto <i>per capita</i>	10.12	6.39
Coeficiente de <i>Gini</i>	0.55	0.03
Média de anos de estudo da população com 25 anos ou mais de idade	6.42	1.34
Despesa <i>per capita</i> com transporte realizada pelo Estado	141.09	161.34
Despesa <i>per capita</i> com trabalho realizada pelo Estado	9.03	16.48
Despesa <i>per capita</i> com saúde e saneamento realizada pelo Estado	331.67	200.55
Despesa pública estadual total <i>per capita</i> realizada pelo Estado	2603.13	1123.03
Despesa <i>per capita</i> com indústria, comércio e serviço realizada pelo Estado	17.60	18.49
Despesa <i>per capita</i> com habitação e urbanismo realizada pelo Estado	50.99	112.26
Despesa <i>per capita</i> com educação e cultura realizada pelo Estado	450.00	252.69
Despesa <i>per capita</i> com defesa nacional e segurança pública realizada pelo Estado	215.54	135.34
Despesa <i>per capita</i> com assistência social e previdência social realizada pelo Estado	259.41	180.70
Despesa <i>per capita</i> com agricultura realizada pelo Estado	55.75	41.54

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados do IPEA e das PNAD's. Os valores monetários foram deflacionados pelo INPC e estão em valores de janeiro de 2013.

Nota: A linha de pobreza extrema utilizada pelo IPEA era o equivalente a R\$70,00 em 2011.

Foi realizado o teste de Hausman e o prob foi de 0,01, indicando que o modelo de efeito fixo é o mais adequado para o conjunto de dados. O teste de Breusch-Pagan também indicou que o modelo de efeito fixo é o adequado.

Na tabela 2 são apresentados os resultados dos da estimação da equação 1. A variável dependente é o logaritmo do percentual de pessoas na extrema pobreza. Nas colunas (1) e (2) têm-se os resultados do estimador de efeito fixo sem a inclusão da variável dependente defasada em um período. Nas colunas (3) e (4) têm-se os resultados para o GMM em diferença de Arellano e Bond (GMM-AB). Já as colunas (5) e (6) apresentam os resultados para o GMM de Blundell e Bond (GMM-BB).

Para o estimador estático de efeitos fixos todos os coeficientes foram significantes a 1%, exceto o coeficiente da variável despesa pública total que foi significativo a 5% e o coeficiente da variável tendência que não foi significativo.

Os sinais dos coeficientes estão de acordo com o esperado. A pobreza extrema é mais sensível à média de anos de estudo com uma elasticidade de -1,297, seguido pela elasticidade do Gini de 0,617, elasticidade do PIB de 0,608 e com pouca sensibilidade à despesa pública total de -0,012.

Para os estimadores dinâmicos todos foram significantes a 1%. Com exceção ao coeficiente da variável tendência e do coeficiente da variável Gini que foi significativo a 10% nos dois modelos. Os sinais nos coeficientes nos dois modelos também estão de acordo com o esperado. A magnitude das elasticidades são maiores nos modelos dinâmicos em relação ao modelo estático embora a ordem de sensibilidade da extrema pobreza tenha sido mantida. Destarte, para o modelo de Blundell e Bond, por exemplo, uma elevação de 1% na média dos anos de estudo reduz em aproximadamente 1,57% o número de pessoas na extrema pobreza. Em geral observa-se a baixa sensibilidade da pobreza extrema às despesas públicas totais.

Os resultados das estimações da equação 2 são apresentados na tabela 3. O teste de Hausman com prob de 0,32 assim como o teste de Breusch-Pagan também indicou que o modelo de efeito aleatório é o adequado contrariando o resultado da estimação anterior onde o modelo de efeito fixo foi o mais adequado.

A variável dependente continua sendo o logaritmo do percentual de pessoas na pobreza extrema. As colunas (1) e (2) dizem respeito à abordagem estática com estimador de efeitos aleatórios. As colunas (3) e (4) dizem respeito à abordagem dinâmica Arellano e Bond (GMM-AB) e finalmente as colunas (5) e (6) são os resultados da estimação da abordagem dinâmica de Blundell e Bond (GMM-BB).

Na abordagem estática os sinais dos coeficientes que foram significantes estão de acordo com o esperado. Em ordem decrescente a pobreza extrema é mais sensível à média de anos de estudo, Gini, PIB, gasto com saúde e saneamento, gasto com educação e cultura e gastos com previdência e assistência social.

Na abordagem dinâmica foram incluídas as defasagens das variáveis explicativas percentual Gini e PIB além da defasagem da variável dependente. Os coeficientes das defasagens das variáveis que foram significantes às vezes mostra conflito nos sinais. Percebe-se a robustez da sensibilidade da pobreza extrema ao Gini. Mesmo a defasagem em um período desta variável aumenta a parcela da população na pobreza extrema. No sentido oposto é a robustez da sensibilidade da pobreza extrema à média dos anos de estudo, isto é, a defasagem em t-1 ainda consegue diminuir a pobreza no período t. Contudo a sensibilidade da pobreza extrema diminui com o passar de t para t-1. Desta forma, espera-se uma redução progressiva com o passar do tempo com o efeito do aumento desta variável e um aumento regressivo da pobreza extrema com o efeito do aumento da concentração de renda. Este é um resultado importante observado nos estimadores dinâmicos. Isto é, de que o efeito da concentração de renda na pobreza extrema se reduz progressivamente com o passar do tempo. Uma possível explicação é que o coeficiente de Gini vem caindo de forma monotônica neste período. O IPEA (2012)^[1] considera como a década da inclusão.

Os resultados dos modelos estimados apontam que o crescimento econômico reduz a pobreza extrema. Desta forma, como discutido anteriormente, considera-se no conceito menos restritivo, que o crescimento é pró-pobre, haja vista que reduz a quantidade de pessoas na pobreza extrema ainda que não se possa afirmar que tenha havido diminuição na desigualdade de renda.

A sensibilidade da pobreza extrema muda nos modelos dinâmicos comparado ao modelo estático. Nos modelos dinâmicos a pobreza extrema é mais sensível na seguinte ordem decrescente: PIB, média de anos de estudo, Gini, estoque de pessoas na pobreza extrema, e gastos na indústria e comércio. Em relação às demais variáveis há conflito do efeito a depender do modelo analisado ou o coeficiente não é significativo ou apresenta sinal contrário em um dos modelos.

No modelo de Arellano-bond o aumento em 1% no PIB reduz em aproximadamente 2,018% a pobreza extrema. No modelo de Blundell e Bond, a redução para esta mesma variação do PIB causaria uma redução de aproximadamente 2,036% na pobreza extrema.

TABELA 2

Elasticidades do percentual de pessoas na extrema pobreza em relação a $po(t-1)$, pib , $gini$, mep e $dpublica$ para as unidades da federação do Brasil de 2001 a 2009.

Variáveis explicativas	Variável dependente Percentual de pobres – po					
	EF		GMM-AB		GMM-BB	
	Coeficiente	E.P	Coeficiente	E.P	Coeficiente	E.P
$\ln po_{(t-1)}$			0.4325*	0.1484	0.4051*	0.0853
$\ln PIB$	-0.6088*	0.1619	-0.9575*	0.2462	-0.8221**	0.2135
$\ln MEP$	-1.2977*	0.1566	-1.6459*	0.1845	-1.5749*	0.1634
$\ln GINI$	0.6175*	0.1095	0.1048***	0.099	0.0511***	0.0291
$\ln Dpublica$	-0.0116**	0.0229	0.0302*	0.0326	0.0231*	0.0051
Tend	0.0044	0.0039	0.0026	0.0103	-0.0021	0.0075
Constante	10.7390*	0.8065	12.8329*	0.7508	13.2802*	0.6769
Número de UF	27		27		27	
Número de observações	228		174		189	
Teste de Especificação						
Teste de Sargan		0.891		0.895		
m_1		0.309		0.254		
m_2		0.473		0.527		
Teste de Wald (prob)	0.000	0.000		0.000		

Fonte: elaborados pelos autores com dados da pesquisa.

Nota: A especificação foi escolhida a partir da observação de resultados de várias especificações alternativas. Os resultados dos testes de especificação apresentados são as suas respectivas probabilidades de aceitação da hipótese nula. O teste de Wald corresponde a uma estatística de χ^2 que testa a hipótese de que todos os coeficientes exceto a constante serem zero.

* Estatisticamente significativa ao nível de 1%, ** significativa a 4% e *** significativa a 10%.

TABELA 3

Elasticidades da pobreza extrema em relação a diferentes variáveis explicativas para as unidades da federação do Brasil de 2001 a 2009

Variáveis explicativas	Variável dependente Percentual de pobres – po					
	EA		GMM-AB		GMM-BB	
Lnpo _(t-1)			0.5587*	0.1289	0.5795*	0.0551
lnPIB	-0.255**	0.1186	-2.0181*	0.2874	-2.0366*	0.1328
lnPIB _(t-1)			-0.8554*	0.4162	-0.8970*	0.1926
lnMEP	-1.216*	0.1568	-1.229*	0.1919	-1.2014*	0.0840
lnMEP _(t-1)			-0.2647	0.1219	-0.2240*	0.1191
lnGINI	0.5703*	0.1103	0.0783*	0.0097	0.0997*	0.0422
lnGINI _(t-1)			0.6894*	0.2539	0.7110*	0.1174
lnDagri	-0.0235	0.0310	-0.0651	0.0473	-0.0374*	0.0234
lnDassistv	-0.06***	0.0353	0.0013	0.0462	0.0344	0.0227
lnDsegu	0.0597*	0.0237	-0.1163*	0.0448	-0.0855*	0.0222
lnDedu_cult	-0.1996*	0.0744	-0.337**	0.0800	0.1459	0.1497
lnDhab	-0.0153	0.0136	0.0699**	0.0119	0.0652*	0.0092
lnDind_comv	0.0221	0.0176	-0.037**	0.0022	-0.0468*	0.0106
lnDestadual	-0.0399	0.1742	0.8813*	0.1318	-0.3125*	0.0927
lnDsau_sane	-0.2097*	0.0733	0.4505*	0.0919	0.5376*	0.0497
lnDtr	0.0053	0.0190	0.0493**	0.0216	0.0485*	0.0100
Tend	0.0046	0.0039	0.0061	0.0083	0.0074***	0.0038
Const	11.952*	1.0612	11.449*	0.7682	12.111*	0.4054
Número de UF	27		27		27	
Número de observações	228		189		189	
Teste de Especificação						
Teste de Sargan			0.894		0.895	
m ₁		0.140		0.249		
m ₂		0.637		0.696		
Teste de Wald (prob)	0.000		0.000		0.000	

Fonte: elaborados pelos autores com dados da pesquisa.

Fonte: elaborados pelos autores com dados da pesquisa.

Nota: A especificação foi escolhida a partir da observação de resultados de várias especificações alternativas. Os resultados dos testes de especificação apresentados são as suas respectivas probabilidades de aceitação da hipótese nula. O teste de Wald corresponde a uma estatística de χ^2 que testa a hipótese de que todos os coeficientes exceto a constante serem zero.

* Estatisticamente significativa ao nível de 1%, ** significativa a 4% e *** significativa a 10%.

V. CONCLUSÕES

O objetivo deste estudo foi abordar a pobreza extrema associada ao crescimento econômico, à concentração interpessoal de renda, à média de anos de estudo e às ações de políticas governamentais através das despesas públicas.

As análises iniciais apontaram para uma redução da desigualdade interpessoal de renda. Do ponto de vista das desigualdades regionais observou-se elevação da renda média de Brasília em relação à renda média brasileira e por outro lado a renda média do Piauí definiu o gap em relação à renda média nacional.

Foram estimados dois modelos: um com as despesas públicas agregadas e outro com as despesas desagregadas. Em cada um dos modelos três estimadores foram apresentados com dados em painel. Um é o estimador de efeitos fixos ou aleatórios para a abordagem estática e outros dois para a análise dinâmica o estimador de Arellano e Bond (1991) e o estimador de Arellano e Bond (1998). Para cada caso foram estimadas as elasticidades da pobreza extrema em relação às variáveis incluídas nos modelos. Em geral os resultados apontam para uma maior sensibilidade da pobreza à média dos anos de estudo e ao produto interno bruto per capita e menor para as despesas públicas no modelo com as despesas agregadas.

No modelo com as despesas públicas desagregadas os resultados sugerem que elasticidade da pobreza extrema é maior em relação ao PIB seguido pela média de anos de estudo e ao Gini. Nem todas as despesas públicas apresentaram efeito na redução da pobreza extrema.

A média de anos de estudo tem um efeito regressivo com o passar dos anos, ou seja, seu efeito na diminuição da pobreza extrema diminui com o tempo. No sentido oposto, tem-se um efeito progressivo do PIB, ou seja, o aumento é cada vez maior na redução da pobreza extrema de um período para o outro. Já o efeito da concentração de renda medida pelo Gini em aumentar a pobreza extrema se mantém em quaisquer dos modelos estimados e é regressiva, ou seja, a elasticidade da pobreza em relação ao Gini diminui de um período para outro.

Assim, apenas na situação em que as despesas públicas são desagregadas e nos modelos dinâmicos a elasticidade da pobreza extrema foi maior em relação ao PIB. Portanto, observaram-se outros fatores com maiores efeitos na redução da pobreza extrema.

Em relação às despesas públicas estaduais, os resultados nem sempre foram na redução da pobreza extrema assim como outras despesas públicas que em alguns casos ainda que com efeitos pequenos contribuam para o aumento da pobreza extrema. O que deve sensibilizar os governantes para buscar melhorar a qualidade das despesas públicas assim

como a distribuição destes recursos entre as várias alternativas e não somente elevar a quantidade das despesas.

REFERENCES

The template will number citations consecutively within brackets [1]. The sentence punctuation follows the bracket [2]. Refer simply to the reference number, as in [3]—do not use “Ref. [3]” or “reference [3]” except at the beginning of a sentence: “Reference [3] was the first.”

Number footnotes separately in superscripts. Place the actual footnote at the bottom of the column in which it was cited. Do not put footnotes in the reference list. Use letters for table footnotes.

Unless there are six authors or more give all authors' names; do not use “et al.”. Papers that have not been published, even if they have been submitted for publication, should be cited as “unpublished” [4]. Papers that have been accepted for publication should be cited as “in press” [5]. Capitalize only the first word in a paper title, except for proper nouns and element symbols.

For papers published in translation journals, please give the English citation first, followed by the original foreign-language citation [6].

[1] RAMOS, L, MENDONÇA, R. Pobreza e Desigualdade de Renda no Brasil. In: Giambiagi, Fabio. et al. **Economia Brasileira Contemporânea**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005. 2ª impressão. p. 355-377.

[2] Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). A Década Inclusiva (2001-2011): Desigualdade, Pobreza e Políticas de Renda. **Comunicados do IPEA 155**, Brasília, 2012.

[3] JUSTO, W.R., SILVA, A. F. Análise de Crescimento Pró-pobre entre os Municípios do Estado do Ceará: uma abordagem espacial. In: **Anais do IX Encontro Nacional da Associação De Estudos Regionais e Urbanas (ENABER)**, Natal, 2011.

[4] SILVEIRA NETO, R. Quão pobre tem sido o crescimento econômico no Nordeste? Evidências para o período 1991-2000. X Encontro Regional de Economia do Nordeste, In: **Anais**. CD-ROM. Fortaleza, 2005.

[5] FERREIRA, Vanessa Alves et al. Desigualdade, pobreza e obesidade. **Ciênc. saúde coletiva** [online]. 2010, vol.15, suppl.1, pp.1423-1432. ISSN 1413-8123.

[6] PINTO, M. S. e OLIVEIRA, J.C. Crescimento pró-pobre: análise dos estados brasileiros entre 1995 e 2007. **R. Econ. contemp.**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 2, p. 327-358, maio/ago, 2010.

[7] ARELLANO, M. and S. BOND. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The**

Review of Economic Studies, 58. pp. 277 – 297, April, 1991.

[8] Blundell, R, Bond, S., Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v 87, p. 115-143, 1998.

[9] TOCHETTO, D.G, *et al.* Crescimento pró-pobre no Brasil – uma análise exploratória. In: Carvalho, José Raimundo (Org). **Políticas e Desenvolvimento Regional no Brasil**. Fortaleza: Fundação Konrad/Adenauer, 2005.

[10] KAKWANI, N.; PERNIA, E. What is pro-poor growth. **Asian Development Review**, v. 18, n. 1, 2000.

[11] White, Howard and Edward Anderson. 2001. **Growth versus Distribution: Does the Pattern of Growth Matter?** Mimeographed, Brighton: IDS.

[12] RAVALLION, Martin; CHEN, Shaohua. **Measuring pro-poor growth**. Economic Letters, v. 78, n. 1, p. 93-99, Jan. 2003.

[13] BARROS, RP de, FOGUEL, MN. Focalização dos gastos públicos sociais e erradicação da pobreza no Brasil. In: **Henriques, Ricardo**. (Org). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, p. 719-739, 2000.

[14] KAGEYAMA, A.; HOFFMANN, R. Pobreza no Brasil: uma perspectiva multidimensional. **Economia e Sociedade**, Campinas, SP, v. 15, n. 1, p. 79–112, 2016.

[15] KAKWANI, K.; KHANDER, S.; SON, H. H. **Pro-poor growth: concepts and measurement with country case studies**. Brasília, DF: International Poverty Centre, 2004.

[16] KRAAY, A. .When is growth pro-poor? Evidence from a panel of countries. **Journal of Development Economics**, vol. 80, pp. 198– 227, 2006.

[17] Ribeiro Justo, Wellington; Ferreira da Silva, Andréa ANÁLISE DE CRESCIMENTO PRÓ-POBRE ENTRE OS MUNICÍPIOS DO ESTADO DO CEARÁ - BRASIL: UMA ABORDAGEM ESPACIAL. **REDES - Rev. Des. Regional, Santa Cruz do Sul**, v. 19, n. 1, p. 276 - 296, jan/abr 2014.

[18] BARRETO, Flávio A.F.D. **Crescimento econômico, pobreza e desigualdade de renda: o que sabemos sobre eles?** Fortaleza: Laboratório de

Estudos da Pobreza/CAEN/UFC, 2005. Ensaio sobre Pobreza, 01.

[19] BALTAGI, B. H. **Econometric Analysis of Panel Data**. 4th ed. New York: Wiley, 2008.

[20] Mileva, E. **Using Arellano – Bond Dynamic Panel GMM Estimators in Stata Tutorial with Examples using Stata**. Economics Department , Fordham University, July 9, 2007.

[21] RIBEIRO, Alex Alves da Silva; LEITE, Áydano Ribeiro; JUSTO, Wellington Ribeiro. Cointegration and causality analysis of macroeconomic variables and Dow Jones on Ibovespa. **Rev. Adm. UFSM**, Santa Maria, v. 9, número 1, p. 121-137, JAN. - MAR. 2016.

[22] Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. Shin Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics** 115: 53-74, . 2003.

[23] FURTADO, C. **O mito do desenvolvimento econômico**. 5ª. Ed. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1981.

[24] Figueiredo, EA de, Ziegelmann, FA. Mudança na distribuição de renda brasileira: significância estatística e bem-estar econômico. **Economia Aplicada**, v. 13, n. 2, p. 257-277, 2009.

[25] Breitung, J. The local power of some unit root tests for panel data. In **Advances in Econometrics**, Volume 15: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, ed. B. H. Baltagi, 161-178. Amsterdam: JAI Press, 2000.

[26] Breitung, J., and S. Das. **Panel unit root tests under cross-sectional dependence**. **Statistica Neerlandica** 59: 414-433, 2005.

[27] Ravallion, M. and M. Lokshin (2004). Gainers and Losers from Trade Reform in Morocco.” The World Bank, **Policy Research Working Paper** No. 3368.

[28] Levin, A., C.-F. Lin, and C.-S. J. Chu. Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. **Journal of Econometrics** 108: 1-24, 2002.

[29] ROODMAN, D.. How to do xtabond2: an introduction to “Difference” and “System” GMM in Stata. **Center for Global Development Working Paper Number** 103, December, 2006.