

CRESCIMENTO ECONÔMICO, ESIGUALDADE DISTRIBUTIVA E POBREZA NA REGIÃO METROPOLITANA DE SALVADOR: UMA ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO

Wilson F. Menezes¹

RESUMO: O trabalho avalia a relação de cointegração entre o crescimento econômico e a repartição da renda na Região Metropolitana de Salvador. Essa repartição foi vista através de três indicadores: a Aversão à desigualdade distributiva, a Relação da renda do pobre na renda do não pobre e a Relação da renda do primeiro decil na renda do último decil. Foi utilizada a base da Pesquisa de Emprego e Desemprego entre dezembro de 1996 e fevereiro de 2008. A Taxa de ocupação foi utilizada como *proxy* do crescimento econômico, na expectativa que as variações desses dois indicadores estão diretamente relacionadas. Não foram encontradas cointegrações entre a Aversão distributiva e a Relação da renda do primeiro decil no último decil com respeito a Taxa de ocupação. No entanto, houve cointegração entre a Relação da renda do pobre na renda do não pobre e a Taxa de ocupação. Esse fato permitiu aplicar o modelo de correção de erro para essa regressão. Os resultados confirmam que, no período analisado, não houve mudanças significativas nas desigualdades distributivas dessa região, de maneira que, provavelmente uma redução das desigualdades distributivas e da pobreza somente pode ser alcançada com o auxílio de políticas públicas voltadas à questão.

Palavras-chave: Crescimento econômico. Redução da pobreza. Cointegração.

Classificação JEL: I32, J49, O15

ABSTRACT: The work examines the cointegration relationship between economic growth and income distribution in the metropolitan region of Salvador. This distribution was analysed using three indicators: the aversion to unequal distribution, the relation of poor people's income in the non-poor

¹ Professor Associado da Faculdade de Economia da UFBA, docente do Curso de Mestrado em Economia da UFBA. Doutor pela Universidade de Paris I, Pós-doutorado pela Universidade de Paris XIII.

population's income and the relation of the first income decile in the last income decile. It was used data basis from the Research of Employment and Unemployment between December 1996 and February 2008. The occupation rate was used as a proxy of economic growth, regarding that variations of these two indicators are directly related. It has not been found cointegration between income distribution and relation of the first decile in the last decile when occupational rate was analysed. However, there was cointegration between the relation of poor people's income in the non-poor people's income in the context of occupational rate. This fact allowed the application of the error correction model for this regression. The results confirm that, during the period examined, there were no significant changes in the distributional inequalities of this region. Probably a reduction of distributional inequalities and poverty could only be achieved with the help of public policies geared to this issue.

Key-words: Economic growth. Poverty reduction. Cointegration.

JEL classification: I32, J49, O15

I INTRODUÇÃO

A questão da pobreza sempre fascinou economistas e outros estudiosos. Mais recentemente, percebe-se uma nova tomada de consciência sobre essa temática pela comunidade internacional, que tem considerado como intoleráveis os níveis de pobreza existente em toda parte do mundo nesse início de século, notadamente nos países em vias de desenvolvimento. Em 2000, as Nações Unidas lançaram um novo programa de ação contra a pobreza. Trata-se do Millenium Development Goals (MDGs). Esse programa visa diminuir a pobreza mundial pela metade até 2015. Certamente um objetivo ambicioso, sobretudo quando se percebe que os mecanismos para atender tal objetivo, em verdade, limitam-se a estimular o crescimento econômico (CLING *et al.*, 2003).

Estudos relativos a esta problemática têm se pautado muito mais em análises de corte transversal e de painel que em séries temporais. O argumento para esses trabalhos fica justificado pela riqueza de informações concernente aos

indivíduos ou mesmo relativa ao acompanhamento que se possa efetivar entre dois momentos do tempo. Apesar da importância desses métodos, não se pode esquecer que a aplicação de procedimentos analíticos das séries temporais também apresenta um forte apelo, o qual aparece na exteriorização da natureza dinâmica do fenômeno.

O entendimento da possível relação entre o crescimento econômico e a pobreza é muito importante, sobretudo no que diz respeito à orientação que pode ser dada às políticas econômicas e sociais, mas também para se compreender melhor o comportamento do mercado de trabalho. Os testes que podem comprovar a existência ou não de uma relação entre o crescimento econômico e a pobreza buscam estimar a estacionaridade das séries que representam essas duas variáveis, para em seguida aplicar um modelo de cointegração, objetivando com isso captar o possível movimento simultâneo das mesmas.

O uso de testes de cointegração é muito freqüente na econometria das séries temporais. Com efeito, esses testes permitem observar a existência de relações de longo prazo entre variáveis distintas, mesmo que individualmente sejam não estacionárias. Modelos de cointegração têm sido muito empregados principalmente nas questões macroeconômicas, com temas que vão da cointegração dos mercados financeiros; passando pelas relações entre taxas de câmbio de diferentes países; relações entre taxas de juros de curto e longo prazo e relações entre consumo e renda, dentre muitos outros. A presença de uma relação de equilíbrio, mesmo com não estacionaridade das séries, é garantida por uma dinâmica simultânea de curto e de longo prazo. Esses testes são realizados através de procedimentos econométricos, dentre os quais se destacam os métodos de Engle e Granger (1987) e de Johansen (1988, 1991 apud LARDIC e MIGNON, 2002).

Estudar o movimento possivelmente simultâneo entre crescimento econômico e a pobreza naturalmente pode ser realizado com o auxílio de modelos de cointegração. Isso permite observar a existência ou não de relações de longo prazo entre as variáveis acima. A questão que se coloca, portanto, é saber se o movimento natural da economia influencia com movimentos similares o processo distributivo. Dessa forma, é interessante averiguar se os mecanismos que levam ao crescimento econômico, por si mesmo, impõem mudanças positivas no quadro distributivo, contribuindo para a redução da pobreza. Modelos de cointegração, que sigam a metodologia de Engle e Granger ou de Johansen, são pertinentes para observar a existência de uma possível relação de interdependência entre crescimento econômico e pobreza, sem deixar de considerar o efeito das variações de curto prazo entre essas variáveis. A modelação da cointegração deverá, portanto, contribuir para a compreensão do comportamento das séries que expressam o crescimento econômico e o fenômeno da pobreza.

É interessante afirmar, desde então, que o crescimento econômico será visto através da *proxy* evidenciada pela taxa de ocupação, enquanto que a pobreza será exteriorizada através de variáveis de rendimentos que medem as desigualdades distributivas, tais como a aversão a desigualdade distributiva, a relação dos rendimentos dos pobres e nos rendimentos dos não pobres, ou mesmo através da relação dos rendimentos das pessoas presentes no primeiro decil da distribuição de renda e os rendimentos daquelas que compõem o último decil. O campo de análise pretendido é a Região Metropolitana de Salvador (RMS), a qual será levada em consideração através das informações colhidas mensalmente pela Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED). As relações existentes ou não entre as séries consideradas certamente irão contribuir para um melhor conhecimento da problemática da pobreza na RMS, bem como para melhor entender as condições de funcionamento do

mercado de trabalho dessa região metropolitana. O período selecionado para aplicar o presente estudo vai de dezembro de 1996, quando se divulgaram os primeiros resultados da PED, até fevereiro de 2008.

O trabalho encontra-se dividido em quatro partes, além dessa introdução. Na segunda, tem-se uma avaliação da relação teórica entre o crescimento econômico e a pobreza. Em seguida, apresenta-se uma justificativa para o uso de um modelo de cointegração, onde são apresentados testes de raiz unitária, o modelo de cointegração de Engle e Granger, além do modelo de correção de erro. Na quarta parte, aparecem os modelos empíricos estimados, bem como os resultados econométricos dos testes de raiz unitária e dos modelos de regressão. Por fim, algumas conclusões são emitidas.

II AVALIAÇÃO TEÓRICA DA RELAÇÃO CRESCIMENTO E POBREZA

A questão que se coloca nos estudos sobre a pobreza, é a de como acelerar o ritmo de diminuição desse fenômeno. Uma resposta a esta questão requer uma aceitação da existência de uma relação entre o crescimento econômico e a redução da pobreza. Relação essa que não encontra aceitação unânime por parte dos estudiosos do tema.

Por um lado, há os estudos influenciados pela afirmação do Banco Mundial, segundo a qual o principal fator para redução da pobreza reside na aceleração do crescimento econômico e, ao mesmo tempo, através de políticas setoriais focadas ao favorecimento das populações pobres (BANQUE MONDIALE, 2001). Assim, um crescimento econômico acompanhado de um aumento da parte da renda destinada às populações pobres passou a ser conhecido pelo crescimento pro-pobre. A diminuição da pobreza em um ritmo mais elevado que o crescimento do PIB, naturalmente permite que a renda dos

pobres cresça mais rapidamente que a renda do resto da população, fato esse que por si mesmo condiciona um movimento de diminuição das desigualdades sociais e da pobreza. No entanto, na medida em que não há uma associação orgânica entre a política de aceleração do crescimento e as políticas voltadas aos pobres, fica difícil o alcance do objetivo proposto.

Por outro lado, Dollar e Kraay (2000), estudando 92 países, admitem que, em média, o crescimento econômico passado não foi seguido de mudanças significativas na repartição da renda, seja em detrimento ou em favor dos pobres. Isso foi percebido através da relação entre a renda média do primeiro quintil sobre o último quintil, tendo sido constatado que essa relação, em verdade, não evoluiu no mesmo ritmo do rendimento médio da população como um todo. Dessa forma, pode-se defender que o crescimento econômico seria neutro com respeito à desigualdade distributiva. A metodologia utilizada, por esses autores, consistiu em controlar a renda dos pobres e o PIB per capita, além de outras variáveis suscetíveis de agir sobre o crescimento econômico e, ao mesmo tempo, modificar a parte da renda destinada aos pobres. Isso foi realizado, comparando dois períodos, separados por pelo menos cinco anos.

A continuidade do debate sobre os mecanismos que levam à diminuição da pobreza tem demonstrado, através de literatura robusta e abundante, que em média o crescimento econômico seria ligeiramente desigualitário ou, na melhor das hipóteses, neutro com respeito ao processo de repartição da renda. Por via de consequência, tem-se que a luta contra a pobreza deve ter como prioridade o estabelecimento de políticas que venham condicionar uma nova ordem distributiva. Dessa forma, apesar do crescimento econômico ter sido considerado como a principal estratégia para redução da pobreza, nem sempre se pode fazer uma associação direta entre o crescimento econômico e a redução da pobreza. Elevação do nível da

atividade econômica não necessariamente garante a diminuição do fenômeno da pobreza. Em verdade, o crescimento econômico pode contribuir para diminuir, manter estável ou até mesmo aumentar a pobreza.

Dois casos são analisados por Salama (2006). A América Latina, desde os anos 1980, tem apresentado, em média, baixo nível de crescimento econômico e uma alta volatilidade do mesmo; por outro lado, os indicadores de pobreza não apresentam mudanças significativas. É, portanto, possível que essa seja a grande obstrução para se alcançar uma melhoria nas condições de vida das populações pobres. Por outro lado, tem-se a Ásia com elevados e duradouros níveis de crescimento econômicos, mas as desigualdades sociais têm aumentado, mesmo que os índices de pobreza tenham diminuído. Isso significa dizer que, com o crescimento econômico, em média, todos têm melhorado suas condições de vida, mas uns mais que outros, de maneira que as diferenças sociais se ampliam. Esses são casos emblemáticos, o primeiro em que o fraco crescimento econômico constitui forte restrição ao processo que poderia levar a uma redução dos índices de pobreza; enquanto o segundo tem no crescimento econômico uma alavanca para aumentar as desigualdades sociais, ainda que os níveis de pobreza absoluta tenham diminuído. Dessa sorte, pode-se concluir que o crescimento econômico é uma condição necessária, mas não suficiente para se alcançar um desenvolvimento mais harmonioso em termos dos diferenciais sociais, a ponto de contribuir para a redução da pobreza relativa.

A condição de suficiência pode nunca ser alcançada, caso o padrão de crescimento se apresente com intensidade de capital, provocando uma concentração do emprego em postos mais qualificados. A pobreza pode, assim, aumentar mesmo que o PIB e o PIB per capita se elevem. Esse fenômeno normalmente se agrava nas áreas rurais, em decorrência de uma combinação entre os baixos rendimentos e a pequena

disponibilidade de eletricidade, água potável, instalações sanitárias apropriadas, serviços de saúde e de educação, além das condições inadequadas de habitação. Os países mais ricos, em geral, também são aqueles em que a proporção de pobres no todo da população é menor. Mas, não se pode esquecer que a relação PIB per capita e pobreza varia de um país para outro. Assim é que, dois países com o mesmo nível de PIB per capita podem perfeitamente dispor de percentuais de pobres bem diferentes. Esse é o caso do Brasil, relativamente à Turquia, onde as desigualdades sociais são bem menores (CLING *et al.*, 2003).

A diminuição da pobreza absoluta pode ser alcançada através de dois mecanismos. Por um lado, com aumento da renda média a população, mesmo sem alteração do padrão da distribuição relativa da renda; por outro lado, com um processo distributivo beneficiando os pobres, mesmo que a renda média não sofra alteração. Uma combinação desses dois mecanismos deve permitir um crescimento econômico positivo seguido de um aumento na parte da renda que vai para os pobres. Esse é o chamado crescimento pró-pobre, que conduz a uma diminuição mais acentuada da pobreza, que quando apenas a renda dos pobres aumenta menos ou igual ao aumento da renda do restante da população.

Kakwani, Khandker e Son (2004) também consideraram o crescimento econômico como uma condição necessária, mas não suficiente para provocar uma diminuição da pobreza. O crescimento econômico pode ser considerado pró-pobre em termos relativos ou absolutos. O crescimento econômico pró-pobre é relativo quando beneficia mais os pobres que os não pobres; dessa sorte, o crescimento econômico, além de reduzir a pobreza, também atua no sentido de diminuir as desigualdades relativas. Por outro lado, o crescimento econômico pró-pobre é absoluto quando apenas atua no sentido de proporcionar uma redução da pobreza, sem que isso signifique uma redução das

desigualdades relativas; significa dizer que nesse momento, o crescimento econômico permite que os pobres recebam em termos absolutos o mesmo, ou mesmo mais, que os não pobres, mas não o suficiente para reduzir as diferenças entre eles. Ainda para esses autores, quando o crescimento econômico é negativo, a pobreza geralmente aumenta. No entanto, pode acontecer uma situação em que o crescimento econômico negativo pode reduzir, ao invés de aumentar, a pobreza. Nesse caso, o efeito da redução da desigualdade é mais importante que o impacto adverso que o crescimento econômico negativo provoca sobre a pobreza.

Ainda segundo esses autores, a relação entre crescimento econômico e pobreza deve ser considerada como não monotônica. O axioma da monotonicidade implica que a magnitude da diminuição da pobreza possa ser representada por uma função decrescente da taxa de crescimento pró-pobre. Como a redução da pobreza depende do crescimento econômico e da distribuição dos benefícios entre pobres e não-pobres, o crescimento em si mesmo torna-se necessário, mas não suficiente para se alcançar a redução da pobreza. Essa redução fica garantida, desde que o acréscimo do PIB, por exemplo, seja distribuído de maneira enviesada para os pobres, ou seja, relativamente mais para os pobres. Para mensurar esse viés, esses autores criaram a taxa de crescimento equivalente da pobreza (PEGR), que pega não apenas o crescimento econômico, mas também quanto desse crescimento é destinado aos pobres. A redução da pobreza fica então estabelecida por uma função decrescente da PEGR, garantido agora a monotonicidade da função. A maximização da PEGR garante então a maximização da redução da pobreza.

No Brasil, pelo menos nos últimos 20 anos, tanto as desigualdades sociais quanto os níveis de pobreza têm se ampliado. Barros e Mendonça (1997) analisaram o impacto do crescimento econômico e a redução do grau de desigualdade

sobre a pobreza no Brasil. Para tanto, esses autores desagregaram a distribuição de renda em dois componentes: o nível de renda e o grau de desigualdade. Com isso, isolaram o impacto do crescimento econômico e da desigualdade sobre a pobreza. Após inúmeras simulações, tentando observar como o grau de pobreza responde a mudanças no crescimento econômico e no grau de desigualdade, chegaram à conclusão que no caso brasileiro é possível reduzir em muito a pobreza, mesmo sem crescimento econômico, bastando que o grau de desigualdade seja diminuído através de políticas redistributivas.

Com efeito, em grande parte, as desigualdades sociais advêm muito mais da desigualdade distributiva e da ausência de oportunidades que reforcem mecanismos de inclusão social e econômica que da escassez de recursos (BARROS et al., 2000). Como bem afirmam esses autores: “O Brasil não é um país pobre, mas um país com muitos pobres”. Sem dúvida, essa desigualdade distributiva encontra-se no início e no final do processo social que impulsiona a formação de pobreza tanto nas grandes metrópoles brasileiras quanto nas pequenas e médias cidades bem como nas áreas rurais. Essa “má” distribuição da renda tem gerado toda uma engrenagem que produz mais pobreza, na medida em que impede o acesso desse enorme contingente de pessoas às condições necessárias a um resgate social. Nesse momento, destaque deve ser dado às dificuldades de acesso a escolaridade, bem como a péssima qualidade dessa escolaridade. Uma escolaridade insuficiente e de má qualidade, certamente impede as pessoas pobres de se qualificarem, dificultando o alcance de melhores níveis de vida.

Entre 1960 e 1980, o crescimento econômico brasileiro em grande parte se caracterizou pelo baixo desenvolvimento humano. A década de 1990 ficou caracterizada por uma espécie de ciclo vicioso, em que se passou a enfrentar fortes limitações para um crescimento econômico em decorrência dos baixos padrões daquele desenvolvimento humano não realizado no

passado. Mesmo assim, contrastando com a década de 1980, nos anos 1990 houve no Brasil, em termos gerais, um aumento dos gastos sociais. Isso certamente deverá contribuir para que o país possa vir a trilhar no caminho de um novo padrão de desenvolvimento social. No entanto, essa elevação dos gastos sociais, bem como os aumentos dos rendimentos dos estratos mais pobres da população, ainda é insuficiente para alterar o perfil estrutural da repartição da renda. Dessa forma, ainda não se percebe nenhuma alteração significativa na estrutura da desigualdade social, a ponto de resgatar com peso pessoas que se encontram abaixo da linha de pobreza, ou mesmo provocar uma mudança na relação de ganhos entre o primeiro e último decil no quadro distributivo.

III JUSTIFICATIVA PARA USO DO MODELO DE COINTEGRAÇÃO

O método de Engle e Granger (1987) foi escolhido para ser aplicado no presente trabalho. Essa escolha decorre da capacidade desse método em estabelecer o nível de integração entre as variáveis ou mesmo identificar a não existência de relação entre as mesmas. São duas as possibilidades:

- a) Presença de cointegração, para o caso de existir uma relação de longo prazo entre o crescimento econômico e um movimento positivo no processo distributivo que contribua para a diminuição do fenômeno da pobreza.
- b) Ausência de integração, para o caso em que, apesar das condições estatísticas para haver movimentos simultâneos e integrados, não há verdadeiramente nenhuma relação de longo prazo entre crescimento econômico e redução da pobreza; condicionando, dessa forma, a existência de possíveis regressões espúrias.

O método de cointegração de Engle e Granger é composto de quatro fases. A primeira consiste em averiguar a ordem de

integração das variáveis em análise. Caso elas sejam integradas de mesma ordem, digamos $I(1)$, mas que as respectivas primeiras diferenças sejam estacionárias, $I(0)$, é possível a aplicação dessa modelação. A segunda consiste em estimar uma relação de longo prazo entre as variáveis. A terceira fase consiste em analisar o caráter de estacionaridade dos resíduos dessa regressão, procurando saber se a série de resíduos é ou não estacionária. Em caso positivo, passa-se à quarta fase, em que se busca estimar um modelo de correção de erros, tentando com isso acomodar os movimentos conjunturais de curto prazo das séries ao movimento de longo prazo captado na primeira regressão. Se esse é o caso, o modelo de cointegração atendeu às exigências da primeira possibilidade acima mencionada; no sentido inverso, pode-se dizer que aquela regressão é, em verdade, nada mais que uma regressão espúria. Dessa forma, uma boa aplicação do modelo de cointegração de Engle e Granger requer que se leve em consideração duas exigências presentes no plano da econometria das séries temporais:

- a) A questão da não estacionaridade das variáveis e;
- b) A possibilidade de se considerar em um mesmo modelo tanto a dinâmica de longo prazo quanto o movimento de curto prazo, que se possa estabelecer entre as variáveis.

A não estacionaridade é uma característica recorrente nas variáveis econômicas, permitindo, portanto, a existências de regressões espúrias. Nesse caso, apenas uma solução é desejável, aquela que pode ser alcançada através de uma relação de cointegração, ou seja, quando a combinação linear das variáveis não estacionárias é estacionária.

Um modelo que leve em conta o curto e o longo prazo não é impossível de ser alcançável. Com efeito, os modelos de correção de erro (MCE) respondem perfeitamente a essa necessidade; de sorte que o problema de não estacionaridade das variáveis fica regulado e ao mesmo tempo se pode considerar o curto e o longo prazo, o primeiro em termos de taxa de

crescimento e o segundo em nível. Dessa forma, a correção de erro permite uma modelação em que os ajustamentos acabam por alcançar um equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. É por essa razão que modelos de correção de erro (MCE) são qualificados de dinâmicos e permitem uma integração das evoluções de curto e de longo prazo das variáveis (LARDIC e MIGNON, 2002).

Diante do exposto, é bom lembrar que a não estacionaridade coloca algumas restrições sobre a especificação do modelo. Fato esse que coloca o método de Engle e Granger diante de uma necessidade, qual seja as variáveis devem ser integradas de ordem um, $I(1)$, para que se possa esperar a possibilidade de existência de uma relação de cointegração, ou seja, uma relação linear entre as variáveis que sejam estacionárias, ou melhor, $I(0)$. Dessa forma, as variáveis expressas em primeira diferença devem ser estacionárias. Se assim for o caso, pode-se estimar o modelo pelos métodos usuais de mínimos quadrados ordinários (MQO). É por esse motivo que a primeira etapa do modelo consiste em definir o grau de integração das variáveis.

3.1 Estacionaridade e ordem de integração das variáveis

A presença de uma não estacionaridade apresenta conseqüências importantes no plano da economia. Isso porque na presença de uma raiz unitária, as propriedades assintóticas usuais dos estimadores deixam de ser válidas. São dois os casos de séries não estacionárias: 1) com tendência estocástica (TS) e 2) com diferença estacionária (DS). O processo TS é caracterizado por uma não estacionaridade de natureza determinística, enquanto que o processo DS é representado por uma não estacionaridade de natureza estocástica. Como se pode observar, esses dois casos apresentam comportamentos muito distintos. Após um choque, por exemplo, um processo TS tende a retornar ao nível anterior; enquanto que um processo DS não

retorna ao nível anterior, de maneira que a identificação do tipo de processo é muito importante para a definição de um modelo estruturalmente correto.

Um processo TS pode ser escrito como sendo a soma de uma função determinística do tempo e de um elemento estocástico estacionário (assimilado à componente transitória). Esse processo pode ser escrito como $X_t = f_t + \varepsilon_t$, em que f_t representa uma função determinística do tempo e ε_t é um processo estacionário. A variância de um processo TS é constante ao longo do tempo, ou seja, um processo TS é estacionário na variância. A diferenciação de uma série é o melhor instrumento para transformar séries não estacionárias em estacionárias; esse procedimento, no entanto, não garante por si mesmo a estacionaridade de uma série integrada de ordem d . Retirar a tendência de uma série TS consiste em estimar uma regressão em que se inclua uma variável tendência (t), de maneira que o coeficiente estimado dessa variável capte o efeito líquido da mesma. Com esse artifício o efeito da variável t é removido do modelo de regressão.

Por outro lado, um processo DS pode ser escrito como $X_t = \rho X_{t-1} + \beta + \varepsilon_t$, em que ε_t é um processo estacionário. Para o caso em que $\rho=1$ e ε_t é um ruído branco chega-se a um passeio aleatório com deriva, em que ε_t apresenta um acúmulo de choques aleatórios, garantindo que esses choques tenham conseqüências permanentes. A esperança e a variância de um processo DS dependem do tempo, caracterizando esse processo como não estacionário de natureza determinística que decorre da esperança ser mutável ao longo do tempo, mas também de natureza estocástica que decorre das perturbações cuja variância segue uma trajetória linear. Um processo DS pode se tornar estacionário quando diferenciado. O número de vezes que esse processo é diferenciado para torná-lo estacionário define a ordem de integração do mesmo.

As ordens mais comuns em séries econômicas são $I(0)$ e $I(1)$. Uma série $I(0)$ é estacionária e flutua em torno de uma média. As principais características de uma série $I(0)$ são: variância finita, um choque tem efeito transitório, a densidade espectral é finita e a autocorrelação diminui de maneira exponencial à medida que o número de defasagens aumenta. Uma série $I(1)$ torna-se estacionária com uma primeira diferenciação. As principais características de uma série $I(1)$ são: a variância tende ao infinito a medida que o tempo tende ao infinito, um choque apresenta efeitos permanentes, a densidade espectral é infinita na frequência zero e as autocorrelações não diminuem quando o número de defasagens aumenta.

Uma escolha equivocada relativamente ao tipo de série não estacionária pode trazer sérias conseqüências na análise das séries temporais. A aplicação do método de MQO em uma série DS pode criar de maneira artificial uma forte autocorrelação dos resíduos. Tratar uma série TS como se fosse DS, pode estar introduzindo de maneira artificial um movimento cíclico longo. Dessa forma, pode-se afirmar que a fixação do número de defasagens de uma série é uma operação muito delicada, na medida em que essa determinação não é neutra, com respeito ao número de relações de cointegração que será alcançado e ao resultado que será obtido na estimação da cointegração.

Existem inúmeros testes para determinar a ordem de integração de variáveis. Essa identificação pode ser observada através da análise gráfica, do estudo das funções de autocorrelações e autocorrelações parciais, bem como através de testes econométricos. Dentre esses testes, vai-se privilegiar o uso do teste ADF - Augmented Dickey-Fuller (DICKEY-FULLER, 1981) e do teste PP (PHILLIPS-PERRON, 1988, apud LARDIC, MIGNON, 2002).

A abordagem do teste ADF é uma extensão do teste original DF, em que se considera a presença de autocorrelação dos erros, a qual é corrigida através da consideração de

defasagens nesses erros. Basta que não se considere a presença de defasagens nos erros para que o teste ADF se transforme em um teste DF simples, de maneira que o teste ADF pode ser considerado como um caso mais geral. Esses testes têm sido muito utilizados em decorrência de sua grande simplicidade, mesmo que tenham recebido fortes críticas. Por exemplo, na maioria das vezes, os resultados dos testes ADF se mostram enviesados por pressuporem que e_t é um processo gerador iid (independente e identicamente distribuído), com variâncias semelhantes. O teste ADF considera a hipótese nula de não estacionaridade, ou seja, a série contém pelo menos uma raiz unitária. Seu procedimento consiste em estimar três modelos:

1) Sem constante e sem tendência determinística:

$$\Delta X_t = \phi X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma \Delta X_{t-j} + \eta_t$$

2) Com constante e sem tendência determinística:

$$\Delta X_t = \phi X_{t-1} + \mu + \sum_{j=1}^p \gamma \Delta X_{t-j} + \eta_t$$

3) Com constante e com tendência determinística:

$$\Delta X_t = \phi X_{t-1} + \mu + \delta t + \sum_{j=1}^p \gamma \Delta X_{t-j} + \eta_t$$

Para cada modelo $\phi = \rho - 1$ e $\varepsilon_t \sim RB(0, \sigma^2)$. O teste consiste em averiguar a hipótese nula de não estacionaridade. Dessa forma, se $t_\alpha < \text{valor crítico da tabela DF}$ deve-se rejeitar a hipótese nula de não estacionaridade e a série não deve conter raiz unitária. Mas, se $t_\alpha > \text{valor crítico}$ deve-se aceitar a hipótese nula de não estacionaridade e a série contém pelo menos uma raiz unitária. Ao se detectar uma não estacionaridade, pode-se diferenciar a série e aplicar o mesmo procedimento até que se encontre $\varepsilon_t \sim RB(0, \sigma^2)$, o número de vezes que se diferencia estabelece a ordem de integração da série (p).

A abordagem do teste PP propõe uma correção não paramétrica para o teste DF simples, tendo em vista regular o problema da autocorrelação e/ou da heterocedasticidade dos erros. O procedimento desse teste consiste em saber se X_t é estacionária; de maneira mais geral se X_t tem movimentos finitos suficientemente e uma dependência limitada em relação às observações passadas. As estatísticas calculadas devem, portanto, “obedecer” ao teorema de limite central. Mas a teoria desse teorema não se aplica sistematicamente. Por exemplo, a distribuição sob hipótese nula (H_0) de uma estatística de teste de raiz unitária autorregressiva é calculada para X_t integrada de ordem um. Considerando que esta característica viola as hipóteses em que se repousam os instrumentos assintóticos tradicionais, pode-se afirmar que essa abordagem é baseada o teorema funcional do limite central, que é uma extensão do teorema do limite central para variáveis aleatórias com valores de função.

De maneira resumida o teste PP assume uma estrutura de erros (e_t) tal como a do teste ADF, ou seja, através de um processo de médias móveis de ordem 1, tal como $e_t = \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1}$, em que ε_t é iid. O teste PP permite analisar a presença de raiz unitária nos casos em que a variância populacional verdadeira (σ^2) e a variância dos resíduos não são semelhantes. No entanto, quando não há diferença entre as variâncias da populacional e dos resíduos, deixa de existir autocorrelação nos resíduos e, por via de consequência, os resultados obtidos através do teste PP convergem para aqueles do ADF. Os valores críticos desse teste são o mesmo do DF e do ADF. É bom lembrar que o teste PP requer que se defina o número de defasagens a ser considerado no cálculo da autocorrelação dos resíduos, usualmente se leva em consideração a fórmula $\tau = T^{1/4}$, em que T representa o número de observações da série.

Tanto no caso do ADF quanto no do PP, é importante que se tome cuidado com valores estimados muito próximos dos valores críticos tabelados, na medida em que podem estar indicando de maneira equivocada que a série é estacionária.

3.2 O modelo de cointegração

Se duas séries (X_t e Y_t) são ordem $I(d)$, então elas apresentam uma combinação linear z_t se $z_t = X_t - \alpha Y_t$ é também de ordem $I(d)$. No entanto, é possível que z_t não seja $I(d)$, mas $I(d-b)$ em que $b > 0$. Nesse caso as duas séries são consideradas como cointegradas e α é o parâmetro de cointegração e o vetor $[1, -\alpha]$ é o vetor de cointegração. O caso mais comum em economia corresponde a $d=b=1$. Assim, duas séries não estacionárias $I(1)$ são cointegradas se existe uma combinação linear estacionária $I(0)$ delas mesmas.

A idéia subjacente à cointegração pode ser descrita como segue. No curto prazo, X_t e Y_t podem apresentar uma evolução divergente, já que são séries não estacionárias. No entanto, essas séries podem evoluir de maneira conjunta no longo prazo. Nesse caso, existe uma relação estável de longo prazo entre X_t e Y_t . Essa relação é uma relação de cointegração ou de longo prazo. A cointegração é dada por $X_t = \alpha Y_t$, ou seja, quando $z_t = 0$. No longo prazo, movimentos similares de X_t e Y_t tendencialmente se compensam de tal forma que se obtém uma série estacionária. A série z_t mede, portanto, a amplitude do desequilíbrio entre X_t e Y_t e, por essa razão, z_t pode ser denominada de “erro de equilíbrio”.

3.3 Teste da raiz unitária dos resíduos

Para determinar se as variáveis X_t e Y_t são cointegradas, procede-se a estimação do modelo $X_t = \gamma + \alpha Y_t + \varepsilon_t$, que expressa uma relação de longo prazo, também chamada de relação estática. Em seguida testa-se a existência de raiz unitária na série de resíduos dessa última regressão. Caso os resíduos de longo prazo sejam estacionários, pode afirmar que as séries X_t e Y_t são cointegradas. Esse teste pode ser realizado com o auxílio do procedimento ADF, desde que se considerem os valores críticos presentes na tabulação de McKinnon (1991, apud Lardic, Mignon, 2002). Como ε_t é um resíduo, não é necessário incluir a constante e a tendência no procedimento do teste ADF. Dessa forma, quando $\varepsilon_t \sim I(0)$ pode-se rejeitar a hipótese nula de não cointegração entre as variáveis X_t e Y_t . Esse procedimento é similar para o caso de haver mais de uma variável explanatória.

3.4 O modelo de correção de erros (MCE)

Caso as séries X_t e Y_t sejam cointegradas, pode-se estimar o modelo de correção de erro (MCE). Esse modelo permite estimar os ajustamentos que conduzem a uma situação de equilíbrio de longo prazo. O MCE é, portanto, um modelo dinâmico que, ao mesmo tempo, permite integrar as evoluções de longo e de curto prazo das séries.

Dessa forma, tomando X_t e Y_t como séries $CI(1,1)$, o MCE pode ser visualizado como segue:

$$\Delta X_t = \gamma_1 z_{t-1} + \sum_i \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_j \delta_j \Delta Y_{t-j} + d_1(L) \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = \gamma_2 z_{t-1} + \sum_i \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_j \delta_j \Delta Y_{t-j} + d_2(L) \varepsilon_t$$

em que ε_x e ε_y são ruídos brancos, $z_t = X_t - \alpha Y_t$ é o resíduo da relação de cointegração entre X_t e Y_t e $(d_1$ e $d_2)$ são polinômios finitos em L .

A diferença em relação a um modelo VAR padrão decorre da presença da variável z_{t-1} . Os coeficientes γ_i ($i=1,2$) representam a força que lembra o alvo de longo prazo, ou seja, lembra que no longo prazo X_t e Y_t são cointegradas. Nesse caso, espera-se que $\gamma_i < 0$ ($i=1,2$) e $|\gamma_1| + |\gamma_2| \neq 0$; caso contrário, não existe o movimento de retorno ao equilíbrio de longo prazo. O MCE permite, portanto, integrar as flutuações de curto prazo (representadas pelas primeiras diferenças das séries) em torno do equilíbrio de longo prazo (representado pela relação de cointegração).

O MCE descreve um processo de ajustamento e combina dois tipos de séries. Séries em primeira diferença, representando as flutuações de curto prazo, e séries em nível, mas com combinação linear estacionária, em que z_t assegura o equilíbrio de longo prazo.

IV MODELO ESTIMADO E RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

O procedimento econométrico de Engle e Granger seguiu as quatro etapas apresentadas na parte anterior do trabalho. Portanto, uma avaliação da ordem de integração foi realizada com o auxílio dos testes ADF e PP, em seguida a regressão de longo prazo foi estimada, permitindo recuperar e avaliar a presença de raiz unitária nas séries de resíduos e, por fim, em decorrência dos resultados obtidos, aplicar o modelo de correção de erros.

A análise foi realizada para a Região Metropolitana de Salvador (RMS) no período compreendido entre dezembro de 1996 e fevereiro de 2008. As informações estatísticas foram colhidas pela Pesquisa de Emprego e Desemprego para essa região. O início da série diz respeito ao primeiro ano que a PED

apresentou resultados para a RMS. Os dados são levantados mensalmente nos dez municípios da região. Em decorrência da metodologia da pesquisa², os indicadores calculados resultam de médias moveis trimestrais, ou seja, o indicador de um dado mês expressa a média das informações coletadas nesse mês e nos dois meses antecedentes.

4.1. Apresentação da variáveis

Antes da apresentação das variáveis, é interessante que se estabeleça uma definição para a linha de pobreza. Essa linha refere-se a uma renda mínima necessária para adquirir, além de uma cesta de alimentos que supra as necessidades alimentares básicas, bens relativos a vestuário, moradia, transportes etc. A renda mínima para atender às necessidades alimentares constitui a linha de indigência. Dessa forma, para efeito desse trabalho, foram consideradas como pobres todas as pessoas, com rendimento monetário e positivo, que ganharam até R\$ 207. Chegou-se a esse valor atualizando, para fevereiro de 2008, os R\$ 195, calculado para a RMS para o ano de 2006 (ROCHA, 2007). Assim, todos os ocupados que receberam abaixo desse valor foram considerados como sendo pobres. Dentre esses pobres, a média de rendimentos para todo o período analisado foi estimada em R\$ 117, enquanto que a média dos rendimentos dos não pobres sobe para R\$ 1.036.

As variáveis construídas a partir do levantamento da PED são quatro: a taxa de ocupação (já estimada pela própria PED), além das três formas de captação da desigualdade distributiva³. Para efeito do cálculo das relações, os rendimentos foram

² Pela metodologia da PED, em cada mês cobre-se um terço de toda a região metropolitana, logo são necessários três meses para se alcançar uma cobertura total.

³ Gráficos das variáveis são apresentados no apêndice do trabalho.

deflacionados pelo índice de preços ao consumidor de Salvador. A seguir são detalhadas cada uma delas:

- a) Taxa de ocupação (OC)** – Essa taxa é constituída pela participação dos ocupados na PEA. Ela representa, portanto, a proporção da PEA que exerce alguma atividade econômica. São três as condições para caracterizar uma pessoa como ocupada: 1) possuir trabalho remunerado exercido de maneira regular; 2) possuir trabalho remunerado exercido irregularmente, mas não estão em busca de outro trabalho; ficam excluídas as pessoas que não procuraram trabalho, mas exerceram de forma excepcional alguma atividade econômica nos últimos 30 dias; 3) possuir trabalho não remunerado, exercendo alguma atividade de ajuda a negócios de parentes; ou mesmo as pessoas que exercem trabalho remunerado em espécie ou benefício, mas sem realizar algum tipo de procura de trabalho. Por outro lado, a PEA (População Economicamente Ativa) é a parcela da PIA (População em idade ativa) ocupada ou desempregada. A PIA corresponde às pessoas com idade de dez anos ou mais.
- b) Aversão à desigualdade distributiva (AV)** – Uma classe de medida da pobreza é obtida com o auxílio da seguinte fórmula⁴:

$$P(z, x) = \left(\frac{z - x}{z} \right)$$

em que z representa a linha de pobreza e expressa o rendimento médio mensal das pessoas que se encontram abaixo dessa linha. À medida que x aumenta no tempo essa relação tende a zero e à medida que x diminui a relação tende a unidade. Assim, a Aversão à desigualdade distributiva aumenta à medida que $P(z,x)$ tende a zero.

⁴ Ver Kakwani, Khandker e Son (2004) comentando Foster, Greer e Thorbecke (1984).

c) **Relação da renda do pobre na renda do não pobre (RPNP)** – Foram calculados os rendimentos médios desses dois grupos no tempo. Isso permitiu estabelecer a relação entre o rendimento médio do pobre no rendimento médio do não pobre. Essa relação apresenta uma tendência de elevação desde 1996. Em um primeiro momento, até dezembro de 2002, em decorrência de perdas de rendimentos em uma proporção maior para os não pobres que para os pobres; em um segundo momento, desde janeiro de 2003, em razão de uma elevação no rendimento dos pobres (ver tabelas no anexo). Como foram considerados apenas os rendimentos do trabalho, fica claro que o aumento dessa relação se apresenta em detrimento dos estratos médios da população. No entanto, isso não significa uma alteração estrutural das desigualdades sociais, já que o estrato de renda mais elevada (localizado entre os 2% de maior rendimento) continuou ganhando absoluta e relativamente mais que os estratos que recebem apenas pelo trabalho. Mas, não resta dúvida que está havendo desde janeiro de 2003, uma melhoria efetiva nos rendimentos dos pobres.

d) **Relação da renda do primeiro decil na renda do último decil (PO10)** – Também através de um filtro separaram-se os ocupados pertencentes ao primeiro decil e ao último decil. O cálculo dos rendimentos médios no tempo dessas pessoas permitiu estabelecer a participação relativa dos rendimentos dos primeiros sobre os rendimentos dos segundos.

Uma *variável dummy* foi adicionada aos modelos de regressão, buscando com isso separar os efeitos do crescimento econômico sobre a distribuição dos rendimentos em dois períodos distintos. Dessa forma, essa variável toma o valor um a partir do início do atual governo, ou seja, janeiro de 2003 e zero os demais anos.

A Tabela 1 mostra os valores dessas variáveis. Uma inspeção dessa

Tabela 1 – RMS: Valores das variáveis

Ano	Renda do Pobre em R\$ (1)	Renda do não pobre em R\$ (2)	(1/2)*100	Aversão à desigualdade distributiva
1996	122	1.273	9,55	0,4128
1997	121	1.197	10,10	0,4156
1998	119	1.135	10,50	0,4239
1999	121	1.051	11,46	0,4178
2000	117	1.052	11,15	0,4337
2001	121	1.030	11,70	0,4177
2002	113	1.027	11,00	0,4542
2003	116	941	12,33	0,4394
2004	112	977	11,48	0,4581
2005	112	963	11,67	0,4570
2006	110	957	11,47	0,4693
2007	129	1.000	12,90	0,3766
2008	135	1.086	12,47	0,3457
Ano	Renda 10% < 1º decil em R\$ (3)	Renda 10% > último decil em R\$ (4)	(3/4)*100	Taxa de ocupação (em %)
1996	77	5.268	1,46	79,7
1997	81	5.023	1,62	78,6
1998	86	4.810	1,78	75,3
1999	85	4.278	2,00	72,5
2000	91	4.334	2,11	73,3
2001	104	4.324	2,40	72,7
2002	95	4.289	2,22	72,7
2003	84	3.750	2,24	71,9
2004	78	4.010	1,94	74,4
2005	88	3.919	2,23	75,5
2006	101	3.809	2,64	76,3
2007	109	3.784	2,89	78,1
2008	123	4.254	2,90	79,7

Fonte: Estimativas próprias a partir dos dados da Pesquisa de Emprego e Desemprego da Região Metropolitana de Salvador.

A Tabela 1 aponta que os rendimentos médios são muito baixos tanto do pobre quanto do não pobre, relativamente à estrutura dos preços da RMS. Não obstante, a situação do pobre é muito mais desfavorável, haja vista que a relação entre renda dos pobres e renda dos não pobres; a menor participação foi estimada em 9,5% e a maior em 12,9%. Apenas nos dois últimos anos se percebe um aumento no grau de aversão à desigualdade distributiva. A concentração dos rendimentos do trabalho aparece com toda força na relação entre os rendimentos do primeiro e do último decil, muito embora essa relação apresente uma tendência crescente ao longo do período. Por fim, tem-se a taxa de ocupação, que se mostra em crescendo de 2003 a 2008, mas nesse último ano apenas retoma o valor de 1996.

Enfim, pode-se afirmar que a taxa de ocupação capta o movimento conjuntural da economia, admite-se, por hipótese, que o crescimento da taxa de ocupação reflete o movimento de crescimento do nível da atividade econômica. Isso permite tomar esta variável como *proxy* do crescimento econômico. As demais variáveis (representadas por Rda) captam de diferentes formas a desigualdade distributiva dos rendimentos da RMS. Dessa forma, essas variáveis foram utilizadas de maneira alternativa em diferentes estimativas econométricas. A estimativa da relação de longo prazo entre a desigualdade distributiva e a taxa de ocupação pode ser representada pela seguinte equação:

$$Rda_{it} = \alpha_i + \beta_{i1}OC + \phi_{i2}D + \varepsilon_i$$

em que i representa as três regressões, ou seja, AV, RPNP e PO10 contra a OC.

As regressões de longo prazo foram seguidas dos testes de estacionaridade das respectivas séries dos resíduos, tendo em vista a aplicação do modelo de correção de erro, o qual tomou a seguinte forma:

$$DRd_{it} = \alpha_i + \beta_{i1}Rs(-1) + \beta_{i2}DRd(-1) + \beta_{i3}DOC + \beta_{i4}DOQ(-1) + \phi_{i2}D + \varepsilon_i$$

o parâmetro β_{i1} capta a força de lembrança presente nos resíduos

defasados de um período em relação a equação de longo prazo. Caso a influência dessa taxa apareça no longo e no curto prazo, teremos uma cointegração perfeita. No entanto, basta que o parâmetro de longo prazo da variável independente ou o parâmetro dos resíduos defasados de um período seja significativo para que se tenha a cointegração das séries. Quando apenas a relação de curto prazo é significativa, tem-se uma cointegração fracamente exógena.

4.2. Resultados

Em seguida são apresentados e discutidos os resultados alcançados.

4.2.1 Testes de raiz unitária

Tabela 2 - Teste ADF segundo os critérios de Akaike e de Schwarz

Modelos aplicados	Akaike		Schwarz	
	Em nível	Em 1 ^a dif.	Em nível	Em 1 ^a dif.
Taxa de ocupação				
Modelo 3 – Tendência (vc=2.79)	3.069	2.218	3.069	2.218
Modelo 3 – Estatística τ (vc= -3.45)	-2.720		-2.710	
Modelo 2 – Constante (vc=2.54)		0.176		0.176
Modelo 1 – Estatística τ (vc= -1.95)		-2.367		-2.367
Aversão a desigualdade distributiva				
Modelo 3 – Tendência (vc=2.79)	-0.334	-1.512	-0.312	-1.298
Modelo 2 – Constante (vc=2.54)	1.463	-0.508	1.896	-0.495
Modelo 1 – Estatística τ (vc= -1.95)	-0.574	-2.553	-0.585	-3.822
Relação renda pobre / não pobre				
Modelo 3 – Tendência (vc=2.79)	2.41	-2.37	2.975	
Modelo 2 – Constante (vc=2.54)	1.94	1.336		
Modelo 1 – Estatística τ (vc= -1.95)	1.243	-4.577		
Modelo 3 – Estatística τ (vc= -3.45)			-4.057	
Relação da renda do primeiro décil na renda do último décil				
Modelo 3 – Tendência (vc=2.79)	1.488	0.339	1.964	0.151
Modelo 2 – Constante (vc=2.54)	0.822	2.323	1.414	1.431
Modelo 1 – Estatística τ (vc= -1.95)	-0.585	-6.700	-1.204	-10.518

Diagnósticos dos testes ADF:

Com exceção da Relação da renda do pobre na renda do não pobre que, pelo critério de Schwarz, apresentou rejeição da hipótese nula de não estacionaridade em nível, permitindo afirmar que se trata de uma série $I(0)$, as demais séries são $I(1)$. Esse resultado é garantido pelos dois critérios Akaike e Schwarz. Assim, para essas séries foram aceitas a hipótese nula de não estacionaridade em nível, já que suas respectivas estatísticas τ foram maiores que os valores críticos; no entanto, quando diferenciadas, todas elas mostraram ser estacionárias, ou seja, as estatísticas τ foram menores que os valores críticos.

Tabela 3 - Teste segundo o critério de Phillips-Perron considerando $\tau=4$

Modelos aplicados	Em nível	Em 1ª diferença
Taxa de ocupação		
Modelo 3 – Tendência (vc=2.79)	2.813	1.764
Modelo 3 – Estatística t Ajust. (vc= -3.45)	-2.083	
Modelo 2 – Constante (vc=2.54)		-0.104
Modelo 1 – Estatística t Ajust. (vc= -1.95)		-8.165
Aversão a desigualdade distributiva		
Modelo 3 – Tendência (vc=2.79)	-1.088	-1.582
Modelo 2 – Constante (vc=2.54)	1.202	-0.245
Modelo 1 – Estatística t Ajust. (vc= -1.95)	0.574	-10.299
Relação renda pobre / não pobre		
Modelo 3 – Tendência (vc=2.79)	2.275	0.003
Modelo 2 – Constante (vc=2.54)	2.811	0.415
Modelo 2 – Estatística t Ajust. (vc= -2.89)	-2.815	-9.816
Relação da renda do 1º decil na renda do último decil		
Modelo 3 – Tendência (vc=2.79)	2.382	-0.061
Modelo 2 – Constante (vc=2.54)	2.232	0.670
Modelo 1 – Estatística t Ajust. (vc= -1.95)	0.547	-9.719

Diagnóstico:

Todas as séries apresentam o seguinte resultado. Em nível, a hipótese nula de não estacionaridade foi aceita, pois os t-

Ajust se mostraram maiores que os valores críticos. Em primeira diferença, a hipótese nula de não estacionaridade foi rejeitada, porque os t-Ajust foram menores que os valores críticos. Dessa forma, entendeu-se que todas as séries são I(1).

4.2.2 Equações de longo prazo e avaliação dos resíduos

Após realização dos testes de raiz unitária das séries, pode-se constatar que todas elas são I(1), ou seja, são séries não estacionárias no nível, mas estacionárias em primeira diferença I(0). Dessa sorte, o modelo de cointegração pode perfeitamente ser aplicado.

Pelo teste de Cointegração da Regressão de Durbin Watson (CRDW), percebe-se, nas três regressões de longo prazo um valor DW muito baixo. Isso pode estar indicando que os resíduos não são estacionários, de maneira que a hipótese nula de ausência de cointegração poderá ser uma opção perfeitamente aceitável para os três casos.

Na seqüência serão mostrados os resultados obtidos nas estimativas da equação de longo prazo, avaliação da presença ou não de raiz unitária na série de resíduos e, quando necessário, cálculo do modelo de correção de erro.

4.2.2.1 Aversão à desigualdade distributiva e Taxa de ocupação

Os resultados da equação de longo prazo para a relação entre Aversão à desigualdade distributiva e Taxa de ocupação podem ser visualizados no quadro abaixo. Algumas informações importantes podem ser retiradas do Quadro 1.

Em primeiro lugar tem-se que todas as variáveis se mostraram estatisticamente significativas e o teste F também se apresentou significativo. Mas, tanto o R^2 (apenas 0.19) quanto a estatística DW (0.18), ou seja, o modelo responde por apenas 19% do fenômeno, bem como deve existir autocorrelação dos resíduos. Em segundo lugar, fica evidente uma relação inversa e

significativa entre a Aversão à desigualdade distributiva e a Taxa de ocupação. Isso permite afirmar que o crescimento da economia da RMS tem impulsionado uma melhoria do processo distributivo dos pobres.

Quadro 1 – Relação entre Aversão à desigualdade distributiva e Taxa de ocupação

Dependent Variable: AV				
Method: Least Squares				
Sample: 1996M12 2008M02			Included observations: 135	
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.742806	0.068073	10.91183	0.0000
OC	-0.428173	0.091604	-4.674195	0.0000
DUM	0.019053	0.004583	4.157311	0.0001
R-squared	0.194854	Mean dependent var		0.431444
Adjusted R-squared	0.182655	S.D. dependent var		0.028583
S.E. of regression	0.025841	Akaike info criterion		-4.451760
Sum squared resid	0.088142	Schwarz criterion		-4.387198
Log likelihood	303.4938	F-statistic		15.97275
Durbin-Watson stat	0.182261	Prob(F-statistic)		0.000001

Mesmo assim, tem-se que esse quadro tem melhorado, na medida em que o período mais recente (governo Lula a partir de janeiro de 2003) apresenta um sinal positivo da variável dummy. No entanto, é preciso precaução na interpretação desses resultados, pois ainda nada sabemos sobre a condição de cointegração dessas séries, de sorte que podemos estar na presença de uma regressão espúria e essas observações não ter nenhum valor analítico.

Quadro 2 - Teste de raiz unitária da série de resíduos: Aversão à desigualdade distributiva e Taxa de ocupação

Modelos aplicados	Akaike em nível	Schwarz em nível	PP t-Ajust.
Estatística t τ de McKinnon (vc= -3.34)	-2.595	-2.729	-2.371

Diagnóstico:

Critério Akaike e Schwarz – Como o t_0 calculado é maior que o valor crítico tabelado, aceita-se a hipótese nula de não estacionaridade. A série de resíduos contém pelo menos uma raiz unitária e as séries da regressão não são cointegradas. Critério de Phillips-Perron – Como o t -Ajust é maior que o valor crítico tabelado, deve-se aceitar a hipótese nula de não estacionaridade. A série de resíduos contém raiz unitária e as séries da regressão não são cointegradas.

Não é possível estimar o MCE para esta regressão, dado que suas séries não se mostraram cointegradas. Dessa forma, pode-se concluir que a regressão da Aversão a desigualdade distributiva condicionada pela Taxa de ocupação da RMS é uma regressão espúria, de maneira que a interpretação da equação de longo prazo fica sem efeito. Isso significa dizer que não é suficiente que a economia aumente a Taxa de ocupação para garantir uma mudança estrutural do processo distributivo da renda, a ponto de reduzir os níveis de pobreza dessa região metropolitana. Esse resultado não é tão surpreendente, na medida em que ele confirma os resultados obtidos em trabalho com corte transversal dos dados (Menezes, 2007). Portanto, há uma necessidade de políticas sociais que objetivem minimizar esse aspecto relativo à repartição dos rendimentos nessa região metropolitana.

4.2.2.2 Relação da renda do pobre na renda do não pobre e Taxa de ocupação

Os resultados da equação de longo prazo para essa relação podem ser visualizados no quadro 3. As informações contidas nesse quadro podem ser avaliadas como segue: também as variáveis se mostraram estatisticamente significativas, bem como o teste F se mostrou significativo. O R^2 apresentou uma

elevação relativamente a regressão anterior, mas ainda é baixo (0,47), bem como a estatística DW ainda se mostrou baixa (0.27), dessa forma a regressão responde por apenas 47% do fenômeno e os resíduos devem apresentar autorrelação.

Quadro 3 - Relação da renda do pobre na renda do não pobre e Taxa de ocupação

Dependent Variable: RPNP				
Method: Least Squares				
Sample: 1996M12 2008M02			Included observations: 135	
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.177214	0.015612	11.35086	0.0000
OC	-0.091201	0.021009	-4.341054	0.0000
DUM	0.011192	0.001051	10.64812	0.0000
R-squared	0.470451	Mean dependent var		0.114170
Adjusted R-squared	0.462427	S.D. dependent var		0.008083
S.E. of regression	0.005926	Akaike info criterion		-7.396803
Sum squared resid	0.004636	Schwarz criterion		-7.332242
Log likelihood	502.2842	F-statistic		58.63427
Durbin-Watson stat	0.279200	Prob(F-statistic)		0.000000

Ademais, pode-se observar a existência de uma relação inversa entre a Relação da renda do pobre na renda do não pobre e Taxa de ocupação. Isso permite afirmar que o crescimento da economia da RMS provoca restrições a melhoria do processo distributivo dos pobres; muito embora essa situação tenha se alterado no passado mais recente, isso porque o período do governo Lula, desde janeiro de 2003, apresenta um sinal positivo da variável dummy. Também nesse caso é preciso manter a precaução na interpretação desses resultados. Antes de uma avaliação da existência ou não de raiz unitária dos resíduos dessa regressão, não se pode garantir que esses resultados sejam

os verdadeiros ou estamos na presença de uma regressão espúria e essas observações continuam a não apresentar algum valor analítico.

Quadro 4 - Teste de raiz unitária dos resíduos: Relação da renda do pobre na renda do não pobre e Taxa de ocupação

Modelos aplicados	Akaike em nível	Schwarz em nível	PP t-Ajust.
Estatística t_0 de McKinnon (vc= -3.34)	-2.405	-3.625	-3.322

Diagnóstico:

Critério Akaike – Como o t_0 calculado é maior que o valor crítico tabelado, deve-se aceitar a hipótese nula de não estacionaridade. A série de resíduos contém pelo menos uma raiz unitária e as séries da regressão não são cointegradas.

Critério de Schwarz – O t_0 calculado ficou um pouco menor que o valor crítico tabelado, deve-se rejeitar a hipótese nula de não estacionaridade. A série de resíduos não contém raiz unitária e as séries da regressão são cointegradas.

Critério de Phillips-Perron – Como o t-Ajust é ligeiramente maior que o valor crítico tabelado, deve-se aceitar a hipótese nula de não estacionaridade. A série de resíduos contém pelo menos uma raiz unitária e as séries da regressão não são cointegradas.

Esses resultados colocaram dúvida quanto à possível relação de cointegração entre as variáveis. Mesmo assim optou-se pela aplicação do MCE. Como a conclusão ficou dúbia não se pode de maneira definitiva dizer que a regressão da Relação da renda do pobre na renda do não pobre condicionada pela Taxa de ocupação da RMS seja ou não uma regressão espúria. Dessa forma, os resultados obtidos na regressão de longo prazo podem representar a verdadeira relação entre as variáveis. Significa dizer que o processo econômico que leva ao crescimento da

Taxa de ocupação também pode garantir melhorias distributivas, a ponto de garantir aumentos nos rendimentos dos pobres de maneira a elevar a relação desses rendimentos nos rendimentos dos não pobres. No entanto, como já apresentado, isso não garante uma alteração no caráter estrutural da repartição dos rendimentos da RMS. Trata-se de um importante resultado, é verdade, mas ainda longe o suficiente para alterar o perfil estrutural da distribuição dos rendimentos na RMS.

4.2.2.3 Relação da renda do 1º decil na renda do último decil e Taxa de ocupação

Para uma reavaliação da estrutura distributiva dos rendimentos, já visualizada através da relação entre Aversão a desigualdade distributiva e Taxa de ocupação, procedeu-se outra forma de percepção dessa questão estrutural. É com esse objetivo que se pensou avaliar a possível relação entre a Relação do rendimento médio do primeiro decil no rendimento médio do último decil e a Taxa de ocupação. Os resultados da equação de longo prazo para essa relação podem ser visualizados no quadro 5.

Quadro 5 - Relação da renda do 1º decil na renda do último decil e Taxa de ocupação

Dependent Variable: PO10		Method: Least Squares		
Sample: 1996M12 2008M02		Included observations: 135		
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.348122	0.859352	2.732433	0.0071
OC	-0.475928	1.156394	-0.411562	0.6813
DUM	0.399652	0.057854	6.907888	0.0000
R-squared	0.271267	Mean dependent var		2.175852
Adjusted R-squared	0.260225	S.D. dependent var		0.379269
S.E. of regression	0.326210	Akaike info criterion		0.619423
Sum squared resid	14.04654	Schwarz criterion		0.683984
Log likelihood	-38.81104	F-statistic		24.56809
Durbin-Watson stat	0.168205	Prob(F-statistic)		0.000000

As informações contidas no quadro 5 podem ser analisadas da seguinte forma: a Taxa de ocupação não se mostrou significativa, muito embora o teste F tenha se mostrado significativo. Tanto o R^2 (apenas 0,27) quanto o teste DW (0.16) são relativamente baixos. Isso significa um baixo poder de explicação da regressão e presença de autorrelação dos resíduos. Existe uma relação inversa entre a Taxa de ocupação e a Relação da renda do primeiro decil na renda do último decil. Dessa forma, o crescimento da economia da RMS não tem impactado de maneira positiva na redução da pobreza, quando vista de maneira relativa.

No entanto, pode-se confirmar que o período Lula tem contribuído para uma redução das desigualdades distributivas, pois a variável dummy se mostrou significativa, positiva e com um coeficiente razoavelmente elevado. Ainda é preciso manter precaução na interpretação desses resultados. Caso haja a presença de raiz unitária na série de resíduos dessa regressão, esses resultados serão contestados e perderão todo e qualquer valor analítico.

Quadro 6 - Teste de raiz unitária dos resíduos: Relação relativa da renda do 1º decil na renda do último decil e Taxa de ocupação

Modelos aplicados	Akaike em nível	Schwarz em nível	PP t-Ajust.
Estatística t_0 de McKinnon (vc= -3.34)	-1.273	-1.581	-2.358

Diagnóstico:

Critério Akaike e Schwarz – Como o t_0 calculado é maior que o valor crítico tabelado, deve-se aceitar a hipótese nula de não estacionaridade. A série de resíduos contém raiz unitária e as séries da regressão não são cointegradas.

Cr terio de Phillips-Perron – Como o t-Ajust   maior que o valor cr tico tabelado, deve-se aceitar a hip tese nula de n o estacionaridade. A s rie de res duos cont m raiz unit ria e as s ries da regress o n o s o cointegradas.

Tamb m n o   poss vel estimar o MCE para essa regress o, dado que suas s ries n o se mostraram cointegradas. Pode-se concluir que para a regress o da Relac o da renda do 1  decil na renda do  ltimo decil condicionada pela Taxa de ocupa o da RMS   tamb m uma regress o esp ria. Mais uma vez se confirma que n o houve mudan as estruturais significativas no processo de reparti o dos rendimentos dos pobres na RMS. Assim, a rela o do rendimento m dio das pessoas que comp em o primeiro decil no rendimento m dio daquelas que se encontram no  ltimo decil n o se altera com o crescimento da Taxa de ocupa o. Esse   um quadro que apenas medidas de interven o focadas para esta quest o podem auxiliar a resolver.

4.2.3 Modelo de corre o de erro

Estimou-se MCE para a Relac o da renda do pobre na renda do n o pobre. Os resultados est o apresentados no Quadro 7. Em primeiro lugar, constata-se que a for a de lembran a dos res duos, com respeito ao longo prazo,   negativa e significativamente diferente de zero, isso porque o t-Student (-3.44)   maior, em termos absolutos, que o valor cr tico de 1.96. Esse resultado garante que o mecanismo de corre o de erro foi acionado, de sorte que, no longo prazo, os desequil rios entre a Relac o da renda do pobre na renda do n o pobre e a Taxa de ocupa o se compensam e as duas s ries seguem uma evolu o similar.

Em segundo lugar, percebe-se que a taxa de crescimento da Relac o da renda do pobre na renda do n o pobre depende positivamente dela mesma defasada de um per odo. Em terceiro lugar, observa-se que essa rela o depende

negativamente da Taxa de ocupação em primeira diferença apenas a 7,1%; a defasagem dessa mesma taxa em primeira diferença não foi significativa.

Quadro 7 - Relação da renda do pobre na renda do não pobre e Taxa de ocupação

Dependent Variable: D(RPNP)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1997M02 2008M02				
Included observations: 133 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.36E-05	0.000346	0.126224	0.8998
RESRPNP(-1)	-0.154154	0.044810	-3.440143	0.0008
D(RPNP(-1))	0.241420	0.085510	2.823298	0.0055
D(OC)	-0.085506	0.047053	-1.817210	0.0715
D(OC(-1))	0.051536	0.048142	1.070493	0.2864
DUM	9.00E-05	0.000512	0.175684	0.8608
R-squared	0.129447	Mean dependent var		0.000150
Adjusted R-squared	0.095174	S.D. dependent var		0.003026
S.E. of regression	0.002879	Akaike info criterion		-8.818841
Sum squared resid	0.001052	Schwarz criterion		-8.688450
Log likelihood	592.4530	F-statistic		3.776866
Durbin-Watson stat	1.885576	Prob(F-statistic)		0.003194

Por fim, o sinal positivo da variável *dummy* deixa a desejar, na medida em que sua significância foi muito fraca (0.86). Dessa forma, nada se pode afirmar quanto à influência do crescimento econômico sobre a renda dos pobres relativamente à renda dos não pobres. Houve naturalmente no período posterior a janeiro de 2003 (Governo Lula) uma elevação dos rendimentos dos pobres, permitindo mesmo uma mudança de trajetória desses rendimentos. Contudo, não se pode caracterizar que essa mudança de rumo decorra do crescimento econômico, podendo

ser perfeitamente caracterizada como decorrente da política social desse governo.

V CONCLUSÃO

A relação da renda do pobre na renda do não pobre tem aumentado na RMS. Esse é um resultado importante, na medida em que os rendimentos médios dos pobres, em média, tendem a aumentar, mas esse fato não decorre da taxa de ocupação. Mesmo assim, esse resultado ainda não tem contribuído para uma alteração das condições estruturais do processo de repartição dos rendimentos. Dessa forma, um aumento da aversão à desigualdade distributiva ou mesmo um aumento do rendimento médio dos 10% de menores ganhos sobre os 10% de ganhos mais elevados apenas podem ser alcançados por meio de políticas sociais mais focadas para enfrentar esta problemática.

Os movimentos de crescimento econômico na RMS não foram seguidos de mudanças estruturais significativas no processo de repartição dos rendimentos. Isso ocorreu a despeito das alterações positivas na relação entre os rendimentos dos pobres e os rendimentos dos não pobres. Isso permite dizer que a política social tem contribuído, nos últimos anos, para reduzir os níveis de pobreza absoluta, mas em muito pouco tem contribuído para diminuir a pobreza relativa. Por outro lado, tanto a trajetória de longo prazo e mesmo a de curto prazo da economia da RMS não tem influenciado de maneira significativa para diminuir o fenômeno da pobreza relativa, já que os níveis de desigualdade social não têm se alterado substancialmente, a ponto de se perceber uma nova estrutura distributiva, sobretudo decorrente dos movimentos da economia. Essa resistência pode ser notada ao se acompanhar o comportamento das séries que explicitam a aversão à desigualdade distributiva e a relação da renda do primeiro decil na renda do último decil.

Dessa forma, pode-se concluir que o período Lula tem apresentado sinais de alteração no perfil distributivo, muito embora não o suficiente para alterar as condições estruturais da repartição da renda na RMS. A relação que se estabeleceu no longo e no curto prazo entre o crescimento econômico e a desigualdade distributiva não decorre do processo econômico em si, sem retirar o mérito da política social que vem conseguindo elevar os níveis dos rendimentos dos pobres. Esse resultado não surpreende dado o “sucesso” do projeto “Bolsa Família”.

REFERÊNCIAS

BANQUE MONDIALE. **Combattre la pauvreté**, Rapport sur le Développement dans le Monde 2000/2001. Paris: Editions Eska pour la Banque mondiale, 2001.

BARROS, R. P. de; HENRIQUES, R; MENDONÇA, R. Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. **RBCS**, vol. 15, nº 42, fevereiro/2000.

BARROS, R. P. de; MENDONÇA, R. **O impacto do crescimento econômico e de reduções no grau de desigualdade sobre a pobreza**. Brasília: IPEA, TD 528, 1997.

CLING, J-P; De VREYER, P; RAZAFINDRAKOTO, M; ROUBAUD, François. **La croissance ne suffit pas pour réduire la pauvreté**: le rôle des inégalités. Document de travail Dial (Développement et Insertion Internationale). Unité de recherche Cipré, mai 2003.

DICKEY, D. A; FULLER, W. A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Times Series With a Unit Root. **Econometrica**, 49, 1057-1072, 1981.

DOLLAR, D; KRAAY, A. **Growth is good for the poor**. Washington D.C.: Banque Mondiale, WP no 2587, April, 2000.

ENGLE, R, F; GRANGER, C. W. J. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. **Econometrica**, 55, 251-276, 1987.

KAKWANI, N; KHANDKER, S; SON, H. **Pro-poor Growth: Concepts and Measurement with Country Case Studies**. UNDP, International Poverty Centre, Working Paper, n. 1, August 2004.

LARDIC, V; MIGNON, S. **Econometrie des series temporelles macroeconomiques et financieres**. Paris, Economica, 2002.

MENEZES, W. F. **Desigualdade de rendimentos e pobreza: uma avaliação das regiões metropolitanas de Salvador e de São Paulo**. Trabalho realizado no quadro de um estágio pós-doutoral na Universidade de Paris XIII e apresentado na Conferência “A economia brasileira dos anos Lula”, organizada pela MSH-CEPN (Maison des Sciences de l’Homme du Centre d’Économie de l’Université de Paris Nord), fevereiro 2008.

ROCHA, S. **Valores calculados para as linhas de pobreza e indigência a partir da PNAD 2006**, capturado em http://www.iets.org.br/rubrique.php3?id_rubrique=12, 21/12/2007.

SALAMA, P. **Le défi des inégalités**. Amérique latine / Asie: une comparaison économique. Paris: La Découverte, 2006.

2 APÊNDICE



