

# INVESTIGANDO A ASSIMÉTRIA NA CURVA DE SALÁRIO DA REGIÃO METROPOLITANA DE SALVADOR

Carlos Frederico A. Uchôa<sup>1</sup>  
Wilson F. Menezes<sup>2</sup>

**RESUMO:** Este trabalho tem como objetivo utilizar métodos de cointegração não-linear, no intuito de evidenciar a existência de uma relação de longo prazo entre desemprego e salário real na Região Metropolitana de Salvador (RMS). Para isto, é utilizado o modelo da curva de salário de Banchflowers e Osvald (1994) como embasamento teórico para a relação entre as variáveis e modelos de cointegração assimétrica para análise empírica. Com base nestes métodos, é possível concluir que existe uma relação de cointegração não-linear entre as variáveis.

**PALAVRAS-CHAVE:** Curva de salário. Mercado de trabalho local. Cointegração assimétrica.

**ABSTRACT:** The aim of this paper is to use methods of non-linear cointegration to seek the existence of an asymmetric relationship in the long term between unemployment and real wage in the metropolitan area of Salvador (RMS). For this, is used the wage curve model developed by Banchflowers and Osvald (1994) as theoretical background for the relationship between the variables and the models with asymmetric cointegration for empirical analysis. According with these methods is possible to conclude for the existence of a non-linear relationship among the variables.

---

<sup>49</sup> Mestrando do Curso de Mestrado em Economia da UFBA. Praça da Piedade, 6 – CEP 40.070-010 Salvador-Bahia; [uchoa@email.com](mailto:uchoa@email.com).

<sup>50</sup> Professor do Curso de Mestrado em Economia da UFBA e Doutor pela Universidade de Paris I. Praça da Piedade, 6 – CEP 40.070-010 Salvador-Bahia. Fone: 71-263.7526; [awilson@ufba.br](mailto:awilson@ufba.br).

**KEYWORDS:** Wage curve. Local labor markets. Assymmetric cointegration.

**CÓDIGO JEL:** J31

## 1 INTRODUÇÃO

Para Blanchflower e Oswald (1994), existe uma evidência empírica que relaciona de maneira negativa o nível dos salários com a taxa local de desemprego. Essa evidência foi então batizada de curva de salário. Segundo esses mesmos autores, essa curva apresenta duas características que a diferencia daquelas da curva de Phillips, bem como daquilo que foi avançado no modelo de Harris e Todaro (1970)<sup>51</sup>. Em primeiro lugar, a curva de salário permite o uso de dados microeconômicos longitudinais, enquanto aqueles estudos requerem dados agregados apresentados em séries temporais; em segundo lugar, para esses trabalhos, o salário encontra-se positivamente relacionado com o desemprego, enquanto, para a curva de salário, essa relação é inversa. Por outro lado, o uso de microdados é de grande importância na medida em que, diferentemente da curva de Phillips, podem se incorporar as características pessoais como variáveis de controle do modelo.

Os autores da curva de salário argumentam ainda que a relação negativa entre a taxa de desemprego e o nível dos rendimentos do trabalho é da ordem de 0,1, o equivalente a 10%. Assim, para cada ponto percentual de variação da taxa de desemprego, os salários são reduzidos em 0,1 ponto percentual. Outro aspecto importante, considerado pela curva de salário, é o fato de se poder contestar o modelo clássico de interpretação do funcionamento do mercado de trabalho. Assim, a relação negativa entre desemprego e salário necessariamente requer outras

---

<sup>51</sup> Esses autores defenderam a idéia de que os elevados níveis de desemprego nas áreas urbanas dos países menos desenvolvidos poderiam ser atribuídos aos altos salários, os quais provocavam uma onda migratória em direção a esses centros urbanos.

formas de entendimento do mercado de trabalho, as quais não têm vínculo com a ordem dos mercados competitivos. Nesse momento, abre-se um vasto campo de possibilidades interpretativas em que as teses do salário de eficiência e das negociações salariais ganham relevo, com novas possibilidades empíricas.

Os resultados diferenciados, em relação ao modelo de Phillips e de Harris-Todaro, devem ser atribuídos aos erros provocados pelo processo de agregação dos dados, os quais podem ser minimizados através do uso de microdados. Além dos erros de agregação, Card (1995) aponta que os diferentes resultados vêm à tona quando se adiciona ao modelo uma variável interativa entre as regiões em estudo e os anos analisados. Com a ausência dessa variável, os resultados ficam enviesados para baixo, na medida em que se deixa de captar inúmeras forças desconhecidas, mas que não deixam de exercer influências sobre os salários. A presença dessa variável interativa permite isolar essas influências, abrindo então o espaço para que o sinal negativo da taxa de desemprego seja revelado.

Muitos são os estudos nesse campo de análise, além dos trabalhos dos pioneiros Blanchflower e Oswald. No plano internacional, pode ser citado Berg e Contreras (2002), que testaram a curva de salário existente em Santiago do Chile, no período de 1957 a 1996. A análise foi dividida em dois períodos correspondentes a dois modelos econômicos implantados naquele país. O primeiro foi o modelo econômico de uma economia fechada e conduzida pelo Estado, voltada para o mercado interno (1957 a 1973). Enquanto o segundo foi o modelo de uma economia aberta conduzida pela iniciativa privada (1974 a 1996), voltada para o mercado externo. Para o primeiro período, os autores não obtiveram uma curva de salário, no entanto, no período posterior, eles encontraram uma curva de salário com estimativa de  $-0,08$  para a declividade da curva, a qual é similar a dos Estados Unidos e outros países ocidentais. Ainda no plano internacional, outro trabalho relevante foi realizado por Kano (2003), que estimou a curva de salário japonesa. Em seu artigo, utilizando *pseudo panel* de uma totalidade de 5.091 *cohorts* em 1984, 1988 e 1994, esse autor chegou à conclusão de que existe uma curva de salário estatisticamente significativa para aquele país. Com efeito, a elasticidade dos salários em relação à taxa de desemprego regional foi estimada em  $-0,18$ .

Esse resultado passou, então, a ser explicado pelo peculiar processo de ajuste salarial que ocorre no Japão.

No Brasil, merecem destaque os trabalhos desenvolvidos por Garcia e Fajnzylber (2002), Souza e Machado (2003) e Menezes e Alves-Filho (2004). Garcia e Fajnzylber (2002) estudaram a relação inversa entre a taxa de desemprego e o salário real. Para tanto, os autores usaram os microdados da PNAD, no período compreendido entre 1992 e 1999. As estimativas permitem afirmar sobre a existência de uma curva de salário para o Brasil, ou seja, os mercados de trabalho com elevadas taxas de desemprego são também aqueles que menos pagam aos serviços do trabalho, permitindo, portanto, concluir sobre o elevado grau de flexibilidade do mercado de trabalho brasileiro. Essas constatações foram verificadas por grupos de trabalhadores, definidos segundo o sexo, a raça, a posição na família e as faixas etárias. Os principais resultados em termos da elasticidade da taxa de desemprego foram  $-0,167\%$  e de  $-0,172\%$  respectivamente pelos métodos de Blanchflower-Oswald e de Card.

Souza e Machado (2003), por outro lado, também usando da base PNAD no período compreendido entre 1981 e 1999, estimaram uma curva de salário levando em consideração um corte urbano-rural. As estimativas desse trabalho também afirmam sobre a existência de uma curva de salário no Brasil. Essa curva foi estimada para trabalhadores agrupados por gênero e faixa etária, além de tipo de contrato de trabalho (com ou sem carteira), setor de atividade e região brasileira. A elasticidade da taxa de desemprego foi de  $-0,236$  para o segmento urbano do mercado de trabalho e de  $-0,061$  para o segmento rural.

Menezes e Alves-Filho (2004) estimaram a curva de salário para a Região Metropolitana de Salvador e confirmaram a presença de uma relação negativa entre salário e taxa de desemprego para essa região metropolitana. As elasticidades estimadas das taxas de desemprego foram de  $-0,27$  para o modelo Blanchflower-Oswald.

Seguindo uma metodologia alternativa, Enders e Dibooglu (1998) encontraram evidências de cointegração entre salário real, produtividade e desemprego nos EUA e Canadá. No entanto, o mecanismo de ajustamento mostrou ser linear para o caso americano e assimétrico para o caso canadense. Esses resultados, segundo os autores, poderiam sugerir uma explicação para a diferença entre a taxa de desemprego nos dois países.

O objetivo desse trabalho encontra-se centrado no mesmo horizonte de preocupação dos autores acima. Dessa forma, será estimada a relação de longo prazo entre salário real e desemprego para a Região Metropolitana de Salvador, através da abordagem dos modelos de cointegração assimétrica, tendo como embasamento teórico o modelo da curva de salário.

Além dessa introdução, o texto é ainda formado por outras cinco partes. Na segunda parte, apresenta-se o modelo de curva de salário proposto por Blanchflower e Oswald (1994), bem como a alternativa a esse modelo proposta por Card (1995). Na terceira parte, são desenvolvidos alguns modelos de cointegração não-lineares a serem utilizados. Em seguida, são apresentados os resultados empíricos. Por fim, algumas conclusões e considerações são emitidas.

## **2 O MODELO DA CURVA DE SALÁRIO**

Desde o advento da curva de Phillips, as análises de corte temporal sempre a tomaram como referência analítica nos estudos empíricos, apesar do caráter agregado dessa curva. É bom lembrar que a curva de Phillips original apresenta uma relação entre a taxa de desemprego e a taxa de variação do rendimento do trabalho (influenciada pelo processo inflacionário). Isso naturalmente impedia o uso de dados microeconômicos para o estudo dos determinantes do rendimento do trabalho.

Somente nos anos noventa, Blanchflower e Oswald (1994) reivindicaram a descoberta de uma lei empírica da economia, a qual passou a ser denominada de curva de salário. A equação da curva de salário aponta no sentido de existir uma relação negativa entre a taxa local de desemprego e os rendimentos reais do trabalho. Assim, um movimento ascendente da taxa de desemprego exerce uma influência redutora sobre os rendimentos reais do trabalho; por outro lado, essa influência mostra-se amenizada quando o movimento da taxa de desemprego se posiciona de maneira descendente; por isso mesmo, os salários mostram-se menos elevados em mercados de trabalho com alto desemprego.

De acordo com o modelo proposto por esses autores, considerar-se-á a flexibilidade do salário a partir da estimação de uma equação tal

como segue<sup>4</sup>:

$$\ln S_{irt} = \beta_0 + \beta_2 \ln D_{rt} + \varepsilon_{irt} \quad (1)$$

onde os subscritos  $i$ ,  $r$  e  $t$  referem-se respectivamente aos indivíduos, regiões e anos,  $S$  é o rendimento bruto do trabalho, enquanto  $D$  expressa a taxa de desemprego e o termo  $\varepsilon$  representa o erro aleatório, para o qual se espera uma média zero e variância conhecida.

Como os rendimentos do trabalho e a taxa de desemprego encontram-se expressos em logaritmo natural, pode-se interpretar o  $\beta_2$  como sendo a elasticidade dos rendimentos em relação à taxa de desemprego. A vantagem da forma logarítmica aparece, quando da comparação de diferentes realidades, exatamente porque essa medida independe da unidade em que foram expressos os dados originais.

Para Blanchflower e Oswald (1994), os rendimentos do trabalho são compostos de duas grandes forças: as de natureza cíclica e as de natureza estrutural. Dessa forma, a relação entre os rendimentos do trabalho e a taxa de desemprego é de difícil captação, já que os elementos cíclicos da taxa de desemprego impõem uma relação negativa com os rendimentos, enquanto aqueles de natureza estrutural permitem uma relação positiva. Vale ressaltar que as considerações registradas nas abordagens tradicio-

---

<sup>52</sup> Vale notar que o modelo original proposto pelos autores propõe uma equação na forma:

$$\ln S_{irt} = \beta_0 + \beta_1 X_{irt} + \beta_2 \ln D_{rt} + f_r + d_t + \varepsilon_{irt}$$

onde os subscritos  $i$ ,  $r$  e  $t$  referem-se respectivamente aos indivíduos, regiões e anos,  $S$  é o rendimento bruto do trabalho,  $X$  representa vetores de características pessoais (gênero, cor, escolaridade, idade, experiência) e do mercado de trabalho (estabilidade na ocupação, registro em carteira de trabalho, setor de ocupação), enquanto  $D$  expressa a taxa de desemprego,  $f_r$  e  $d_t$  são respectivamente *dummies* de região e tempo, enquanto o termo  $\varepsilon$  representa o erro aleatório, para o qual se espera uma média zero e uma variância conhecida.

nais de Harris e Todaro (1970) e de Hall (1970) apenas anteviam uma relação positiva entre essas variáveis, dado que esses autores captaram apenas os efeitos permanentes da relação; não tendo, portanto, percebido seus efeitos cíclicos. Esses precursores apontavam o efeito sobre os salários decorrentes da taxa de desemprego, justificando políticas de compensação diferenciada, de maneira que regiões com alto desemprego deveriam ter aumentos salariais mais significativos e assim evitar os movimentos migratórios não desejáveis ao desenvolvimento econômico.

A literatura econômica registrou, após o trabalho de Blanchflower e Oswald (1994), algumas discussões sobre a curva de salário. Dentre essas discussões, pode-se destacar aquela que questiona se a curva de salário, em verdade, não seria o resultado de um simples erro de especificação da curva de Phillips. Vejamos as três principais diferenças apontadas por Blanchflower e Oswald (1994).

Inicialmente, tem-se que a curva de Phillips propõe um mecanismo de ajustamento do desequilíbrio, enquanto a curva de salário imagina um locus espacial de equilíbrio que não é uma descrição de um fenômeno inerentemente temporário ou de uma dinâmica transitória. Em seguida, é fácil constatar que a curva de Phillips relaciona a taxa de variação do rendimento à taxa agregada de desemprego, enquanto a curva de salário relaciona um nível de pagamento com a taxa local de desemprego.

Esses argumentos apontam no sentido de haver um verdadeiro divórcio entre a curva de Phillips e a curva de salário. Estudos a partir da curva de Phillips preocupam-se com a influência macroeconômica do desemprego sobre os rendimentos. Isso resulta em uma distinção entre as dinâmicas e as propriedades de equilíbrio de longo prazo, quando as condições no estado estacionário podem estabelecer uma conexão entre os níveis de salários e os níveis de desemprego, mas também impõem erros de estimativa não negligenciáveis. Talvez seja por essa razão que se possa afirmar sobre a existência de um erro intrínseco presente na curva de Phillips, mas isso provavelmente decorre da presença de erros nos dados agregados. Significa dizer que há uma grande vantagem em se trabalhar com dados microeconômicos, na medida em que se podem reduzir de maneira substancial os erros, normalmente presentes nos dados agregados, fazendo com que as estimativas se apresentem mais confiáveis.

Entretanto, uma vez restabelecida a validade da curva de Phillips, não implica negar a curva de salário. Isso porque a curva de salário tem uma existência independente da curva de Phillips. Os pontos que se seguem tentam dar uma veracidade a essa afirmação. Para tanto, parte-se da premissa de que os assalariados trabalham em áreas específicas e essas áreas podem ter alto, médio ou baixo desemprego, independentemente das condições macroeconômicas. As áreas com elevadas taxas de desemprego acabam pagando menores salários e vice-versa. Uma área de trabalho pode ser definida como uma região, um setor, uma indústria ou mesmo uma economia como um todo. Pode-se então dizer que a curva de salário permite uma avaliação mais precisa da relação existente entre o desemprego e os ganhos do trabalho. Assim, ao estabelecer uma relação inversa entre a taxa local de desemprego e os rendimentos do trabalho, a curva de salário inverte uma relação tradicionalmente reconhecida em estudos dessa natureza, a exemplo dos modelos de Harris e Todaro, no início dos anos 70.

Esses modelos, em verdade, encontram-se baseados nos fluxos de oferta e de demanda de trabalho, em que o desemprego é visto como voluntário e resultante de um excesso de oferta relativamente à demanda por parte das firmas. Assim, quando os salários encontram-se acima do nível de equilíbrio do mercado de trabalho, haverá um aumento da oferta de trabalho, mas, ao mesmo tempo, um desequilíbrio é provocado na forma de desemprego da força de trabalho; de maneira inversa, caso haja uma queda no nível de salário, imediatamente as empresas se encarregarão de contratar mais mão-de-obra, reduzindo, por conseguinte, o desemprego.

Nesse momento, assume-se, de maneira implícita ou não, que o emprego é o reverso do desemprego, sem se dar conta que esse mecanismo somente funciona na presença de alguma elasticidade da curva de oferta de trabalho; para tanto, necessário se faz a presença de pessoas que aceitem voluntariamente o desemprego, mas que são impulsionadas ao mercado de trabalho quando o nível dos salários se eleva. No entanto, ao se considerar inicialmente uma oferta fixa de trabalho, todo movimento do mercado de trabalho passa a ser originário de movimentos exógenos provocados por afastamentos da demanda. Nesses termos, um aumento da demanda fará com que os rendimentos aumentem e, ao mesmo tempo, o



desemprego diminua. Assim, crescem simultaneamente o salário e a contratação de mão-de-obra. Isso pode engendrar, em um segundo momento, um afastamento da curva de oferta de trabalho, de sorte que o resultado final, em termos de salários, vai depender das magnitudes desses dois movimentos, podendo ficar igual, acima ou abaixo do salário original.

Com a curva de salário, novas possibilidades se abrem para estudos sobre a composição salarial e seus determinantes. Dessa forma, a fundamentação básica da curva de salário é a relação empírica entre o nível de salário real por hora de trabalho e a taxa de desemprego local. De fato, o ajuste proporcionado ao mercado de trabalho, decorrente da relação negativa entre o nível de salário por hora e a taxa local de desemprego, permite estabelecer uma medida de sensibilidade dos salários em relação ao desemprego, ou seja, a curva de salários contribui para que se possa medir a flexibilidade do mercado de trabalho.

### 3 MODELOS DE COINTEGRAÇÃO NÃO-LINEARES

Conforme anteriormente exposto, a captação da relação entre o rendimento e o nível de desemprego não é uma tarefa simples, uma vez que alguns dos elementos da taxa de desemprego impõem uma relação negativa com os rendimentos, enquanto outros uma relação positiva. Além disto, a taxa de desemprego na região metropolitana de Salvador apresenta histerese forte, o que implica na existência de raiz unitária na série. Sendo assim e a despeito da forma proposta por Blanchflower e Oswald (1994), esse trabalho propõe uma maneira alternativa para verificar a relação existente entre o rendimento do trabalho e a taxa de desemprego. Para tanto, serão considerados modelos de cointegração para verificar a possível existência da relação acima descrita. Considerar-se-á a possibilidade da existência de um mecanismo de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo assimétrico, bem como, a possibilidade que a própria relação entre as variáveis seja não linear.

Seja, então, um vetor de processos não estacionários  $X_t$ . Dizemos que este será integrado de ordem 1 e escrevemos  $I(1)$ , se todos os seus elementos são não-estacionários, mas, sua primeira diferença  $\Delta X_t$  é estacionária. Neste mesmo sentido, dizemos que existe uma relação de

cointegração entre as variáveis se houver algum vetor  $a' X_t$  que seja  $I(0)$  com  $a \neq 0$ , ou seja, ainda que as séries sejam  $I(1)$ , existe alguma relação entre elas que é estacionária. Segue daí que as séries devem apresentar uma tendência estocástica comum e logo não podem divergir uma da outra por um período de tempo prolongado (Hamilton, 1994).

Escreve-se esta relação entre as variáveis  $I(1)$  na forma

$$x_{1t} = \beta_0 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \dots + \beta_n x_n + \varepsilon_t \quad (2)$$

sendo  $x_{it}$  os componentes de  $X$ ,  $\beta_i$  parâmetros a serem estimados e  $\varepsilon_t$  a série dos resíduos, que pode ser serialmente autocorrelacionados e representam a série de desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Deste modo, como mostraram Engle e Granger (1987), para garantir que as variáveis sejam cointegradas, deve-se tomar autoregressão dos erros na forma:

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^n a_{i+1} \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + e_t \quad (3)$$

em que  $\hat{\varepsilon}_t$  é o resíduo estimação feita a partir de (2) e  $e_t$  é a série de resíduos da estimação que deve respeitar as propriedades de média zero, variância constante e não apresentar nenhuma autocorrelação serial. Se então rejeitarmos a hipótese de que  $\gamma = 0$ , podemos concluir que a série é estacionária e, portanto existe alguma relação de cointegração.

Neste ponto, devemos nos assegurar que o mecanismo de ajustamento descrito acima seja o mais adequado. Não há, portanto, nenhuma garantia de que esta relação deva ser linear. A especificação de um mecanismo não-linear pode ser conveniente. Tomando-se, então, essa especificação alternativa de um modelo TAR (Threshold Autoregressive) desenvolvida originalmente por Tong (1983) na forma abaixo,

$$\Delta \hat{\mu}_t = I_t \rho_1 \hat{\mu}_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \hat{\mu}_{t-1} + \sum_{s=1}^{p-1} \delta_s \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t \quad (4)$$

em que  $I_t$  é uma variável *dummy* da forma:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{se } \hat{\varepsilon}_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{se } \hat{\varepsilon}_{t-1} < \tau \end{cases}$$

$\tau$  é o parâmetro chamado *threshold*, que divide o comportamento da série,  $\hat{\varepsilon}_t$  a série de resíduos obtidos a partir de (4) e  $\varepsilon_t$  o resíduo independente de  $\hat{\varepsilon}_t$  e de  $\tau$  da mesma forma que antes assumido ter média zero, variância constante e não apresentar autocorrelação serial. Neste tipo de especificação, conforme Seo (2002), o vetor de cointegração é linear, mas o modelo de correção de erro é na forma de (4), o que abre a possibilidade de que o ajustamento possa se dar de forma descontínua e não-linear. É importante notar que, na especificação definida acima, se teremos um modelo com ajustamento simétrico na forma de um processo autoregressivo.

Algumas questões inerentes à estimação de um modelo de correção de erros não-linear devem ser colocadas. A primeira delas diz respeito à estimação do *threshold*. Algumas vezes é possível saber seu valor de antemão e, em muitos trabalhos temos informações suficientes para considerar seu valor como sendo nulo. No entanto, neste trabalho, não temos nenhuma razão para pressupor isto, portanto precisaremos de uma forma de estimar seu valor de forma consistente.

Um método para se obter uma estimativa superconsistente dos valores de  $\tau$  foi desenvolvido por Chan (1993). Ele consiste em estimar a especificação escolhida com cada valor  $\tau$  em potencial, retirando-se das observações da série sob estudo os valores de  $\tau$  em potencial, para então escolher aquele cuja equação estimada retorna a menor soma dos quadrados dos resíduos.

Após obter os resíduos da estimação da relação de longo prazo podemos então especificar um modelo de correção de erros conforme (4). A condição necessária e suficiente para que  $\tau$  seja estacionário foi demonstrada por Petrucelli e Woolford (1984) e consiste em garantir que

sendo possível garantir que a autoregressão dos resíduos é um processo estacionário, pode-se concluir que as séries são cointegradas. Contudo, precisa-se também verificar a possibilidade de que  $\tau$  seja estacionário, mas, neste caso, não é possível utilizar os valores tabelados de uma distribuição  $F$  padrão para o

teste. Enders e Silkkos (2000) mostraram como generalizar a metodologia usada por Dickey e Fuller para testar a hipótese nula de raiz unitária contra a hipótese alternativa em um modelo de correção de erros assimétrico.

O método consiste em fazer um experimento de Monte Carlo, gerando, por exemplo, 50.000 processos de tipo *random walk*. Em seguida, tomando-se duas séries (de acordo com o número de variáveis incluídas na relação de cointegração), e com <sup>53</sup>, gera-se conjuntos de números pseudo aleatórios com desvio padrão igual a unidade. Fazendo os valores iniciais das séries aleatórios, os demais em cada uma delas são gerados usando  $\epsilon_t$ .

O próximo passo consiste em usar o método desenvolvido por Chan para encontrar um valor consistente de  $\beta$ . De posse deste número, para cada uma das 50.000 séries, estima-se um modelo na forma em análise e para cada equação estimada é reportado um valor para a estatística  $F$  sob a hipótese nula de que  $\beta = 0$ . Os valores resultantes são denominados  $F_{it}$  e estão apresentados na tabela 1 do apêndice.

A seguir, necessário inferir sobre a hipótese de um ajustamento simétrico ou não. No entanto, esta tarefa não é das mais fáceis, quando não se conhece o valor de  $\beta$ . Dessa forma, torna-se necessário estimá-lo através da autoregressão dos resíduos, mas, neste caso, as propriedades de uma distribuição normal multivariada não estão garantidas.

Chan e Tong (1989) mostraram que se  $\beta$  e  $\alpha$  forem estimados de forma consistente, ou seja, através método de Chan, pode-se ter condições de normalidade assintoticamente garantidas e, neste caso, podemos então utilizar o teste F padrão para testar a hipótese de que  $\beta = 0$ , caso em que o ajustamento seria simétrico, contra a hipótese alternativa  $\beta \neq 0$  e, portanto, o ajustamento é assimétrico. O número de defasagens adequado a ser utilizado nestes testes pode ser obtido através do critério de AIC<sup>54</sup> ou SBC<sup>55</sup>.

---

<sup>53</sup> De acordo com o número de observações usadas neste trabalho.

<sup>54</sup> Akaike Information Criterion, calculado através da fórmula:  $T \ln (Soma\ dos\ Quadrados\ dos\ Resíduos) + 2n$ , sendo  $n$  o número de parâmetros estimados e  $T$  o número de observações.

<sup>55</sup> Schwartz Bayesian Criterion, calculado através da fórmula:  $T \ln (Soma\ dos\ Quadrados\ dos\ Resíduos) + n \ln(T)$ , sendo  $n$  o número de parâmetros estimados e  $T$  o número de observações.

Alternativamente, pode-se considerar a hipótese de que a relação de cointegração em (4) se dá de forma não-linear. Neste sentido, adotar-se-á o modelo proposto por Schorderet (2004). O primeiro passo deste modelo consiste em decompor uma dada série em suas somas parciais positivas e negativas conforme abaixo:

(5)

$$X_t^- = \sum_{i=0}^{t-1} 1\{\Delta X_{t-i} < 0\} \Delta X_{t-i} \quad (5')$$

em que  $1\{\cdot\}$  toma o valor 1, se o evento ocorre, ou zero, caso contrário e  $\Delta$  denota o operador de primeira diferença. Considerando-se então duas séries,  $X_t^+$  e  $X_t^-$ , definidas de acordo com (5) e (5'), suas somas parciais,  $X_t^+$  e  $X_t^-$ , e pressupondo a existência de uma combinação linear entre elas na forma,

$$X_t^+ = \sum_{i=0}^{t-1} 1\{\Delta X_{t-i} \geq 0\} \Delta X_{t-i} = \beta_0 X_{1t}^+ + \beta_1 X_{1t}^- + \beta_2 X_{2t}^+ + \beta_3 X_{2t}^- \quad (6)$$

Então,  $X_t^+$  e  $X_t^-$  serão assimetricamente cointegradas se existir um vetor com  $\beta_0$  ou  $\beta_1$  ou  $\beta_2$  ou  $\beta_3$ , tal que a série dos resíduos seja um processo estacionário. Pode-se ainda simplificar estas equações (sem perda de generalidade) considerando que apenas um componente de cada série aparece na relação de cointegração e assim reescrever (6) de maneira que  $X_t^+ = \beta_0 X_{1t}^+ + \beta_1 X_{1t}^- + \beta_2 X_{2t}^+ + \beta_3 X_{2t}^-$  ou  $X_t^- = \beta_0 X_{1t}^- + \beta_1 X_{1t}^+ + \beta_2 X_{2t}^- + \beta_3 X_{2t}^+$ .

Uma vez que as séries são não lineares, os estimadores de mínimos quadrados são viesados e então, de acordo com Schorderet (2004), para solucionar este problema, deve-se fazer a estimativa de MQO através de modelos auxiliares.

Para a formulação destes modelos, define-se  $X_t^+$  como uma série estacionária de desvios do equilíbrio para a relação de cointegração assimétrica na forma de  $X_t^+ = \beta_0 X_{1t}^+ + \beta_1 X_{1t}^- + \beta_2 X_{2t}^+ + \beta_3 X_{2t}^-$ . Assim  $X_t^+$  deve cumprir a seguinte desigualdade:

$$z_{1t} = X_{1t}^+ - \beta^+ X_{2t}^+ \quad \text{ou} \quad z_{2t} = X_{1t}^- - \beta^- X_{2t}^-.$$

enquanto que, para , teremos:

$$x_{1,t}^+ \geq 0 \Leftrightarrow z_{1,t} \geq -\beta^+ \Delta x_{2,t}^+$$

Sob certas condições<sup>56</sup>, as desigualdades acima podem ser reescritas definindo-se como:

$$z_{1,t} = \begin{cases} \max \left\{ -\beta^+ \Delta x_{2,t}^+; \varepsilon_{1,t} \right\} & \text{se } t = 1 \\ \max \left\{ x_{1,t-1}^+ - \beta^+ x_{2,t}^+; \varepsilon_{1,t} \right\} & \text{se } t = 2, \dots, T \end{cases}$$

com  $\varepsilon_{1,t}$  sendo a série de distúrbios do erro de equilíbrio. Desta forma, escreve-se o modelo auxiliar como:

$$\varepsilon_{1,t} = X_{1t}^- + \Delta X_{1t}^+ - \beta^- X_{2t}^- \text{ e } \varepsilon_{2,t} = X_{1t}^+ + \Delta X_{1t}^- - \beta^+ X_{2t}^+. \quad (7)$$

Como demonstrado por West (1988), podemos aplicar os estimadores de MQO a (7) que, uma vez que possui uma tendência na média, é assintoticamente normal, permitindo então que a inferência estatística usual possa ser utilizada. Sendo assim, métodos como os de Engle e Granger (1987) podem ser utilizados para testar a hipótese de cointegração e estimar seus resultados.

## 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Para a estimação do modelo, foram tomadas as séries de dados, especificadas anteriormente, fazendo ( $S_t$ ) o logaritmo natural da série da média do salário real dos trabalhadores na região metropolitana de Salvador e ( $D_t$ ) o logaritmo da série da taxa de desemprego total na região

---

<sup>56</sup> Schorderet desenvolve sua argumentação sob condições análogas ao modelo TOBIT de Tobin (1958) para variáveis censuradas.

metropolitana de Salvador, ambos tendo como ano base dezembro de 1996. O gráfico 1 apresenta a evolução das séries no tempo.

As séries resultam das informações captadas pela Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED)<sup>57</sup> da Região Metropolitana de Salvador (RMS) como fonte de informação estatística. Trata-se de uma pesquisa domiciliar, que vem sendo levantada nessa região desde outubro de 1996, de maneira que se dispõe atualmente de uma poderosa fonte de informação acerca das características pessoais dos indivíduos entrevistados; permite também o cálculo da taxa de desemprego, dentre outros indicadores econômicos do mercado de trabalho dessa região metropolitana.

A primeira etapa da estimação do modelo consiste em determinar a ordem de integração das séries. A tabela 2 apresenta os resultados para os testes de raiz unitária. Os testes foram realizados com base no método ADF<sup>58</sup>, proposto inicialmente por Dickey e Fuller (1997), o teste não paramétrico de Phillips e Perron (1988) e a metodologia proposta por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992).

Os valores reportados confirmam ambas as séries como sendo integradas de primeira ordem e o número ótimo de defasagens foi escolhido com base no critério de SBC. As estimativas em nível com o método ADF reportam valores de -1.19 para o salário real e de -2.53 para a série da taxa de desemprego com os quais não podemos rejeitar a hipótese nula em ambos os casos. Em primeira diferença, ambas as séries

---

<sup>57</sup> Disponíveis on-line no endereço [ [http://www.sei.ba.gov.br/pesquisa\\_sei/notas\\_ped.htm](http://www.sei.ba.gov.br/pesquisa_sei/notas_ped.htm) ].

<sup>58</sup> Augmented Dickey-Fuller. Este é uma versão ampliada da forma introduzida por Dickey e Fuller, que permite testar a presença de raiz unitária em séries de ordem mais alta. Podemos escrevê-lo na forma

$$\Delta y_t + a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

em que  $\Delta$  é operador de diferenças e  $y_t$  é a série a ser testada. O coeficiente de interesse, neste caso, é  $\gamma$ . No caso de ser igual a zero, toda a equação e em primeira diferença e, portanto, possui raiz unitária.

mostram-se estacionárias com valores das estatísticas de -5.88 e -4.35 respectivamente. Utilizando a metodologia de Phillips e Perron, os valores são de -1.65 e -2.55 respectivamente para as variáveis de salário e desemprego em nível e de -10.60 e -8.08 em primeira diferença.

No entanto, como é sabido, o método ADF tem problemas de baixo poder de teste, o que faz com que este teste tenda em algumas situações a não rejeitar a hipótese nula de raiz unitária mesmo quando esta não existe. Desta forma, para reforçar os resultados obtidos acima, um novo teste foi realizado. Assim, as séries foram novamente submetidas aos testes de raiz unitária, seguindo a metodologia de KPSS.

A formulação do teste de hipóteses agora é oposta ao teste ADF. Sob a hipótese nula, a série é estacionária em nível e, sob a hipótese alternativa, a série é estacionária em primeira diferença. Os valores reportados na tabela abaixo confirmam a ordem de integração das séries como sendo ambas I(1). O valor de  $I$  refere-se a  $\text{int}[8(T/100)^{1/4}]$  e o termo “int” à parte inteira do resultado. Uma discussão mais detalhada sobre o parâmetro  $I$  pode ser vista no trabalho original dos criadores desta metodologia, mas vale dizer que há uma opção a ser feita entre o valor da truncagem dos *lags* e as distorções que o teste pode sofrer.

Dados que, pelos resultados acima, concluímos que ambas as séries se comportam como um processo I(1), podemos nos perguntar se existe alguma relação de cointegração. Para tanto, recorreremos à metodologia desenvolvida por Engle e Granger (1987). Vale dizer, que os testes que pressupõe relações lineares entre as variáveis (como o de Johansen, p. ex), na presença de relações não lineares entre as séries, tornam-se mal especificados como mostraram Enders e Siklos (2000).

Estimando a relação de longo prazo obtemos a seguinte regressão

$$s_t = 7.40 - 0.61 d_t + \varepsilon_t$$

(21.29)    (-8.42)

em que as estatísticas  $t$  são mostradas entre parênteses. De acordo com Engle e Granger, o baixo valor da estatística de Durbin-Watson, 0.228, reforça nossa suspeita de cointegração. No entanto, autoregressão dos resíduos parece não ser estacionária, dado que o valor de  $\hat{\alpha}$  para o teste ADF é de apenas -2.27 contra um valor tabelado de -3.40 para o teste



de cointegração. Pode-se concluir então que as séries de salário real e desemprego não possuem uma combinação linear que seja estacionária e logo, sob este ponto de vista, não são cointegradas.

A despeito destas informações o teste de Johansen foi realizado e informa uma estática de traço de 6.228 contra um valor crítico de 15.41 a 0.05 de significância. Da mesma forma, o teste de máximo autovalor apresenta um valor de 6.06 contra um valor crítico de 14.07 a 0.05 de significância. Em ambos os casos, não se pode rejeitar a hipótese nula de não haver qualquer relação de cointegração entre as séries.

Ainda assim espera-se que haja alguma relação entre as séries e, assumindo a existência de um ajustamento não linear, o teste ADF torna-se ineficaz para detectar a estacionariedade da série. Neste sentido e diante das dificuldades sabidas com relação à captação da relação entre as séries, é conveniente utilizar métodos alternativos no intuito de constatar a existência ou não de alguma relação entre salário e desemprego.

#### 4.1 Um modelo de correção de erros assimétrico

Estimando um modelo de correção de erros alternativo na forma de um modelo TAR, o primeiro passo é estimar de forma consistente o valor do *threshold*, uma vez que não temos informação a priori sobre seu verdadeiro valor. Pela metodologia de Chan, o valor que retorna a menor soma dos quadrados dos resíduos é o de 0.013. No gráfico (2) é apresentada a procura pelo valor adequado do threshold.

Uma vez estimado o valor do parâmetro  $\hat{\delta}$ , pode-se efetuar a regressão dos resíduos na forma de (4). Os valores de  $\hat{\alpha}$  e  $\hat{\beta}$  (-0.23 e -0.44 respectivamente) sugerem que a série é estacionária e, além disto, o teste para a hipótese de que os coeficientes  $\alpha$  e  $\beta$  sejam conjuntamente iguais a zero nos apresenta uma estatística F de 6.47, o que permite concluir a um nível significância de 0.05 que a série dos resíduos é estacionária e, portanto, as séries de salário e desemprego são cointegradas.

Concluí-se, ainda, que o ajuste é assimétrico uma vez que o valor reportado para a hipótese de que  $\alpha = \beta = 0$  é 70.08 ao nível de significância de 0.00, o que nos permite rejeitar a hipótese nula em favor de um ajustamento simétrico com muita tranqüilidade. Com base nestes resultados e, uma vez que a série de desemprego mostrou ser fracamente exógena, é

possível representar o modelo numa única equação. O modelo de correção de erros para a série de salários é apresentado na seguinte forma:

$$\Delta S_t = -0.009 - 0.348I_t\hat{\mu}_{t-1} - 0.183(1 - I_t)\hat{\mu}_{t-1} + e_t$$

(-1.69)
(-2.62)
(-2.10)
(8)

em que as estatísticas t são apresentadas entre parênteses e representa a série de desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo. Com base nos testes de seleção de *lags*, torna-se evidente que não há necessidade de incluir valores defasados de ou Os valores de sugerem ainda estabilidade da relação de cointegração e convergência para o equilíbrio de longo prazo e, além disto, ao nível de significância de 0.05, não podemos rejeitar a hipótese de que a constante é igual a zero, levando a conclusão de que o ajustamento ocorre em torno deste valor.

Desta forma, se ocorre um aumento de uma unidade na taxa de desemprego, no período t-1, haverá a permanência de uma discrepância de cerca 0.18 no nível de salários no período t. Ao contrário, quando ocorre uma queda de uma unidade na taxa de desemprego, a discrepância é cerca de duas vezes menor, ou seja, 0.35. Dessa forma, pode-se concluir que o retorno do salário ao seu equilíbrio anterior, em decorrência de uma variação na taxa de desemprego, leva menos tempo para aumentos que para quedas na taxa de desemprego.

## 4.2 Relação de cointegração assimétrica

Inicialmente, para testar se há cointegração assimétrica entre salário e desemprego, deve-se estimar os modelos auxiliares, consideremos então a equação escrita na seguinte forma:

$$(9)$$

$$IS_t^+ + \Delta IS_t^- = \alpha^+ + \beta^+ ID_t^+ + \varepsilon_{2t} \quad (9')$$

O próximo passo é testar a estacionariedade das séries de resíduos  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$ . Os resultados são mostrados na tabela 3.

Tabela 3 – Relações de longo prazo para a variável  $s_t$ .

	Coefficiente	Estatística $t^*$
$\alpha^-$	-3.10	-4.35
$\beta^-$	0.89	44.55
$\alpha^+$	0.41	0.88
$\beta^+$	1.08	55.83

\* Corrigido conforme West (1988).

As séries de resíduos parecem ser estacionárias (Tabela 4) apenas para o caso em que há desvios positivos, ou seja, para quedas no nível de salários. Para série  $s_t$ , não se pode rejeitar a hipótese nula de raiz unitária pelos testes realizados e, portanto, não é possível concluir pela relação de cointegração neste caso. Neste sentido, as relações de longo prazo mostram que as séries de salário e desemprego são assimetricamente cointegradas apenas quando há aumento na taxa de desemprego. Uma interpretação dos valores dos coeficientes, entretanto, não é direta uma vez que se trabalhou com valores resultantes de somatórios parciais. Além do mais, o resultado do coeficiente estimado, 1.08, parece indicar que não há convergência da série.

Os coeficientes do erro padrão foram corrigidos conforme proposto por West (1988), uma vez que, na presença de autocorrelação serial nos resíduos, as estimativas de mínimos quadrados são inconsistentes. O método usado consiste em ajustar as estimativas pelo fator em que denota o erro padrão da regressão e  $\hat{\sigma}_e$  é a estimativa da densidade espectral na frequência zero da perturbação da regressão (Schorderet, 2004).

## 5 ALGUMAS CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho procurou mostrar a existência de uma relação de longo prazo entre salário real e desemprego através da existência de uma relação de cointegração entre as variáveis. Através do uso do método tradicional de estimação não pode ser constatada sua existência. No entanto, o uso de duas técnicas alternativas evidenciou tal fenômeno. Para tanto, utilizou a base da Pesquisa de Emprego e Desemprego.

Como visto anteriormente, os resultados estimados, a partir do modelo de Blanchflower e Oswald, foram significativos e em conformidade com as expectativas. Os principais resultados desse trabalho podem ser resumidos como segue. A estimação da relação entre salário e desemprego foi encontrada através de métodos de cointegração, mas não na sua forma linear. Ao contrário, esta suspeita confirmou-se através de dois métodos alternativos usados que levaram em conta especificações com assimetria.

Até onde se possa perceber, trata-se uma abordagem pioneira não em termos metodológicos, mas na contextualização do estudo em uma região metropolitana brasileira. Os resultados encontrados acabam por confirmar a presença de uma curva de salário na região metropolitana de Salvador. Esse resultado, naturalmente, traz para um primeiro plano todas as conseqüências registradas em estudos dessa natureza.

## REFERÊNCIAS

BLANCHFLOWER, D; OSWALD, A. (1994) Estimating a Wage Curve for Britain. **The Economic Journal**, 104, September, p.1025-1043.

GARCIA, L. L; FAJNZYLBER, P. (2002). **A curva de salário para o Brasil: uma análise microeconômica a partir dos dados da PNAD de 1992 a 1999**. Belo Horizonte: Cedeplar, (mimeo).

MENEZES, W.; ALVES-FILHO, O. (2004) A curva de salário para a RMS. **IX Encontro Regional de Economia do Nordeste**. Fortaleza, Anpec Regional.

SOUZA, I; MACHADO, A. F. (2003). Curva de rendimentos: uma análise no mercado de trabalho urbano e rural no Brasil (1981-99). **Encontro Regional da Anpec**, Fortaleza.

CHAN, K. S. (1993). "Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model." **The Annals of Statistics**, 21, 520 - 33.

CHAN, K.; HOWELL Tong (1989). "A Survey of the Statistical Analysis of a Univariate Threshold Autoregressive Model." in MARIANO, Roberto (Ed.). **Advances in Statistical Analysis and Statistical Computing: Theory and Applications**, Volume 2 (JAI Press Inc.: Greenwich, Conn.), pp1-42.

ENDERS, W.; SIKLOS, P.L. (2000). Cointegration and Threshold Adjustment. **Journal of Business and Economic Statistics** (16) 3 pp 304 - 311.

ENDERS, Walter; S. DIBOGLU (1998). "Do real wages respond asymmetrically to unemployment shocks? Evidence from the US and Canadá" **Journal of Macroeconomics**, Fall 2001, 23: 495-515.

ENGLE, R.F.; C.W.J. GRANGER (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, vol. 55(2), p. 251–276.

HAMILTON, J.D. (1994). **Time series analysis**. Princeton University Press, Princeton.

PETRUCCELLI, J.; S. WOOLFORD (1984). A Threshold AR(1) Model. **Journal of Applied Probability**, 21, 270 - 86.

SEO, M. (2002) **Testing for the Presence of Threshold Cointegration in a Threshold Vector Error Correction Model**.

TONG, H. (1983). **Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis**. (Springer-Verlag: New York).

WEST, K.D., (1988). Asymptotic normality, when regressors have a unit root. **Econometrica**, 56, 1397-1417.