

Variáveis Determinantes do Custo da Cesta Básica em Fortaleza

Ricardo Candéa Sá Barreto

- Doutor em Economia Aplicada/Universidade Federal de Viçosa (UFV)
- Bolsista do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq)

Fabrcio José Costa de Holanda

- Mestre em Economia Rural/Universidade Federal do Ceará (UFC)

Resumo

O presente artigo analisa as variáveis que determinam a variação do custo da cesta básica, tendo por campo de experimentação, o município de Fortaleza no Estado do Ceará. Este trabalho modela e estima uma equação de regressão de co-integração do custo mensal da cesta básica e os parâmetros deste vetor representarão as elasticidades de longo prazo. Para tanto, o VAR é representado, segundo Engler e Granger (1987), na forma de um Modelo de Correção de Erro Vetorial (MCEV) no período de 1993 a 2003. A variação do custo da cesta básica foi determinada, positivamente, pelas seguintes variáveis independentes: salário, valor do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Prestação de Serviços (ICMS) sobre a cesta básica dividido pelo salário, cesta básica defasada, variação do preço do óleo diesel e da taxa de câmbio. E negativamente, pelo índice de desemprego e pluviometria. Desta forma, o trabalho estima um conjunto de parâmetros que influenciam a análise do comportamento e das variações do custo da cesta básica.

Palavras-chave:

Cesta Básica; MVEC; Análise de Custo.

1 – INTRODUÇÃO

A cesta básica envolve uma série de produtos básicos que proporcionam ao trabalhador as condições necessárias para uma qualidade de vida digna, sua composição, porém, ao longo das regiões sofre certas alterações, haja vista as especificidades dos produtos de cada Estado do Brasil. Conforme o Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (Dieese), a pesquisa da ração essencial mínima, ou comumente conhecida por Cesta Básica Nacional, é executada em dezesseis capitais do Brasil. (DIEESE, 2003). Esta pesquisa acompanha de forma efetiva a evolução dos preços de treze produtos básicos da alimentação, como também o gasto mensal que um trabalhador teria para adquiri-los. Através dos escritórios regionais do Dieese, a pesquisa permite aferir a variação dos preços de cada produto, o custo mensal de forma individual e a quantidade de horas de trabalho necessárias para um indivíduo que recebe um salário mínimo poder comprar uma cesta básica.

Cabe ressaltar que a cesta básica de alimentos foi instituída pelo Decreto-Lei 399¹, de 30 de abril de 1938 e calculada para responder às necessidades de um trabalhador adulto. (DIEESE, 2003). Porém, de acordo com Souza e Reis (2000), o acesso aos alimentos, que pode ser medido através de indicadores de distribuição de renda ou da disponibilidade de alimentos produzidos internamente, tem apresentado um efeito adverso para o município de Fortaleza.

Ainda segundo o Dieese, a Cesta Básica Nacional Mensal deverá conter, segundo o Decreto-Lei 399 de 1938, os seguintes produtos: carne (6kg); arroz (3kg); feijão (4,5kg); leite tipo C (15,0L); açúcar granulado (3kg); óleo/banha (1,5kg.); Pão francês (6kg); frutas/banana (90 unidades); batata (6kg); manteiga (900g); café em pó (600g); legumes/tomate (9kg) e farinha (1,5kg). No caso da farinha, esta se constitui em farinha de mandioca no Nordeste e farinha de trigo nas demais regiões. E cabe ainda ressaltar que no Nordeste não está previsto o consumo de batatas. (DIEESE, 2003). Do ponto de vista quantitativo e qualitativo, a cesta básica é constituída de 12 produtos básicos.

¹ Decreto lei que estabelece que o salário mínimo seja a remuneração devida ao trabalhador adulto, sem distinção de sexo, por dia normal de serviço, capaz de satisfazer, em determinada época e região do país, às suas necessidades normais de alimentação, habitação, vestuário, higiene e transporte. (DIEESE, 2003).

Conforme Souza e Reis (2000), o comportamento dos preços da cesta básica em relação às últimas duas décadas, especificamente os anos 1980 e 1990, mostra uma incidência de preços altos na década de 1980 até o início da década de 1990. Posteriormente, houve uma queda acentuada, ao longo da década de 1990, excetuando a banana que sofreu uma variação alta após 1990. (SOUZA; REIS, 2000). Com respeito ao decênio de 1980, a alta variação da cesta básica deveu-se à baixa produtividade, a uma política alfandegária que protegia os mercados e a uma administração do preço de alguns produtos. Todos estes fatores contribuíram para uma ineficiência produtiva, causando elevação de preços.

Ainda segundo Souza e Reis (2000), a abertura do mercado iniciada em 1990, no governo Collor, colocou em choque os produtos agropecuários nacionais em face aos produtos estrangeiros por intermédio da importação. O impacto imediato foi a perda de competitividade dos produtos nacionais, visto que estes não conseguiram competir em pé de igualdade com a fortíssima concorrência estrangeira. Pelo lado dos consumidores, houve, todavia, benefícios com uma maior opção de bens substitutos.

Observa-se no Brasil que a cesta básica compromete mais da metade do salário mínimo e este, portanto, torna-se insuficiente para garantir as necessidades básicas do trabalhador. Segundo Escoda *et al.* (2003), para garantir apenas a cesta básica da família o trabalhador deveria ganhar no ano de 2001, R\$ 426,00 (o salário mínimo em 2001 era de R\$ 180,00). A defasagem salarial comprova assim a realidade em que o trabalhador se encontra em termos de acesso à segurança alimentar².

O governo atual³ está implementando o Programa Fome Zero que envolve políticas compensatórias de impactos diretos sobre a população demandante. Inclui medidas específicas e locais visando atingir a segurança alimentar para a população brasileira e o desenvolvimento sustentável a longo prazo. Contudo, é essencial encontrar mecanismos que possibilitem ao trabalhador o acesso aos bens fundamentais através de sua própria renda.

² O Estado do Ceará importa a maior parte dos produtos da cesta básica, excetuando-se a banana e o tomate, contudo a abertura da economia nacional impôs alguns efeitos positivos do ponto de vista do consumidor cearense, tendo reduzido a vulnerabilidade climática que historicamente influencia os preços dos produtos da cesta básica. (SOUZA; REIS, 2000).

³ Governo "Lula" que iniciou em janeiro de 2003.

Sendo assim, conhecer o comportamento da cesta básica e os fatores determinantes desse comportamento é de fundamental importância, dada a sua participação nos gastos totais da população mais pobre do país. Encontrar fatores determinantes do aumento no valor da cesta básica e tentar minimizá-los pode ser um caminho para diminuir a fome em que se encontra a população carente.

O objetivo geral deste trabalho é identificar os fatores determinantes do valor da cesta básica para o município de Fortaleza no período de jan./1993 a mar./2003. Especificamente, busca-se analisar o comportamento de algumas variáveis que influenciam a determinação do custo mensal da cesta básica, por co-integração entre as elasticidades ou os coeficientes.

O presente estudo está estruturado como segue: Na seção 1, Introdução, oferece uma visão geral da temática em estudo, delinea-se o problema da pesquisa, apresentam-se os objetivos, justifica-se sua relevância teórico-empírica. Na seção 2, articula-se a base teórico-empírica relacionada ao problema de pesquisa. A seção 3 apresenta o método a ser utilizado. A pesquisa empírica é apresentada na seção 4. Apresentam-se na seção 5 as conclusões.

2 – MODELO TEÓRICO

A escolha do número de variáveis para explicar os fatores determinantes no custo da cesta básica em Fortaleza identifica medidas importantes que visam elevar a qualidade de vida das populações pobres e que, conforme Souza e Reis (2000), têm demonstrado uma relação adversa entre o grau de acesso aos alimentos e o município de Fortaleza.

O modelo econométrico utilizado neste trabalho é semelhante ao proposto por Juliani e Muenchen (2000) para estudar a evolução da cesta básica no município de Ijuí no Estado do Rio Grande do Sul, porém com um número maior de variáveis explicativas. O modelo explicativo é o seguinte:

$$CB_t = f_t(W_t, P_t, P_{t-4}, CB_{t-1}, S_t, ID_t, D_t, T_t, V_t) \quad (1)$$

Em que: CB_t = Custo Mensal da Cesta Básica Real mês/ano;

T_t = Tendência;

CB_{t-1} = Custo Mensal da Cesta Básica Real defasada em um mês;

S_t = Cotação do dólar americano;

W_t = Salário Real em R\$;

ID_t = Índice de Desemprego;

D_t = Variação dos Preços do Óleo Diesel (*proxy* para custo de transporte);

V_t = Valor do ICMS cobrado⁴ dividido pelo salário;

P_t = Precipitação Pluviométrica

A partir da expressão anterior (Equação 1), estimou-se o sistema econométrico para o período de 1993:01/2003:03, com variáveis expressas em logaritmos (exceções feitas à tendência, cotação do dólar americano e variação do preço do óleo diesel), de modo a obter diretamente as elasticidades das variáveis, conforme modelo econométrico a seguir:

$$LCB_t = \beta_0 + \beta_1 LV_t + \beta_2 LW_t + \beta_3 LP_t + \beta_4 S_t + \beta_5 LCB_{t-1} + \beta_6 D_t + \beta_7 LID_t + \beta_8 T + \mu_i \quad (2)$$

O parâmetro μ_i : é o termo de perturbação estocástica ou erro, e i é a i -ésima observação da Equação 2. LCB_t é uma variável endógena no modelo, ou seja, determinada dentro do modelo, e as demais são variáveis exógenas.

Como o trabalho trata de séries temporais, o subscrito t indicará a i -ésima observação no período t . O termo β_0 é o termo de intercepto, ou seja, o valor médio do custo mensal da cesta básica quando as variáveis explicativas forem iguais a zero. O valor de β_1 mede a mudança percentual da CB_t custo mensal da cesta básica por variação de 1% de V_t , *coeteris paribus*⁵; β_2 mede a mudança

⁴ Essa estimativa seguiu a mesma metodologia de Tomich *et al.* (1998). Para efeito de simplificação adotada no cálculo dos valores da arrecadação, constantes, é que se considerou, na estimativa da arrecadação do ICMS da cesta básica, a não-existência de operações interestaduais. Ou seja, considerou-se que a arrecadação do imposto se dá apenas no Estado em que é consumido o produto. Entretanto, sabe-se que vários Estados menos desenvolvidos não são auto-suficientes em vários produtos da cesta básica, principalmente naqueles produtos que dependem de uma base agroindustrial mais sólida, como, por exemplo, os da avicultura e dos laticínios.

⁵ A expressão que significa que são mantidas todas as outras variáveis constantes.

percentual da CB_t por variação de 1% do W_t , *coeteris paribus*; β_3 mede a mudança percentual da CB_t por variação de 1% de P_t , *coeteris paribus*; β_4 mede a mudança da CB_t por variação unitária da S_t , *coeteris paribus*; β_5 mede a mudança percentual da CB_t por variação de 1% do CB_{t-1} , *coeteris paribus*; β_6 mede a mudança da CB_t por variação unitária do D_t , *coeteris paribus*; β_7 mede a mudança percentual da CB_t por variação de 1% do ID_t , *coeteris paribus*; e β_8 mede a tendência. No tocante à perturbação estocástica ou erro, a mesma representa todas as variáveis omitidas ou abandonadas que podem afetar o custo mensal da cesta básica, contudo, não estão ou não foram incluídas no modelo.

Optou-se pela utilização da função logarítmica (L) sobre a variável dependente (CB_t) e as variáveis explicativas (CB_{t-1} , W_t , P_t , V_t , ID_t), excetuando-se as variáveis explicativas D_t , S_t e T_t , pois tal instrumental matemático permitirá analisar as variáveis do modelo em termo de elasticidade. De acordo com Juliani e Muenchen (2000), a quantificação das variáveis que influenciam o custo da cesta básica é utilizada por muitos como um referencial de variação de preços. Esta quantificação proporciona à população a “voz de barganha”, ou seja, permite comparar os preços nos supermercados, questionar e argumentar quanto às suas oscilações. Nas negociações de salários e outros benefícios, a cesta básica freqüentemente serve de referencial.⁶

Na estimação do modelo econométrico anterior, espera-se, conforme a teoria econômica, que $\beta_1 > 0$, $\beta_2 > 0$, $\beta_4 > 0$, $\beta_5 > 0$, $\beta_6 > 0$, $\beta_3 < 0$, $\beta_7 < 0$ e β_8 , podendo ser positivo ou negativo.

Espera-se que um aumento no valor do ICMS, da cotação do dólar americano, do salário real e do preço do óleo diesel gere um aumento no custo da cesta básica; e que, em conformidade com Juliani e Muenchen (2000), a precipitação pluviométrica e o índice de desemprego gerem uma diminuição do custo da cesta básica.

A variável cesta básica defasada deve apresentar sinal positivo em função de sua forte influência sobre o preço futuro da cesta básica. Com respeito à variável precipitação pluviométrica, embora sua influência seja diminuta,

⁶ O modelo representa idéias ou conhecimentos que expressam um conjunto de hipóteses sobre os elementos essenciais que influenciam a cesta básica, as quais podem ser traduzidas sob a forma de um sistema de equações.

com exceção da banana e do tomate, que levam quatro meses para serem produzidos no período chuvoso e são cultivados largamente no Estado do Ceará, o sinal é negativo, pois exercem certa influência no preço final do custo da cesta básica. Segue-se um pressuposto básico de que a falta de chuva leva a um aumento dos produtos hortigranjeiros, ou seja, a uma queda em sua oferta.

A variável taxa de câmbio real tende a apresentar um sinal positivo, mesmo com sua reduzida influência sobre os produtos da cesta básica. Pois considerando o período de 1994/1997 o câmbio valorizou-se em 14,76%, ou seja, de uma forma ou de outra a taxa de câmbio acaba influenciando a política interna de preços uma vez que, uma taxa de câmbio valorizada vai implicar reduções de preço ao consumidor final. As flutuações do câmbio influenciam os preços à medida que a indústria brasileira importa boa parte de suas matérias-primas e uma desvalorização da moeda nacional tende a aumentar os preços internos. (PEREIRA, 1998).

Quanto ao ICMS⁷, de acordo com Cristino (2003), sua redução resultaria no aumento de renda para a população indigente. Nas regiões Norte e Nordeste, onde estão concentrados os Estados mais pobres do País, a desoneração do ICMS representaria uma cesta a mais para a população de baixa renda. As pessoas com menor poder aquisitivo pagam, proporcionalmente, uma parcela maior de tributos do que aquelas com maior poder aquisitivo. “Contrariamente ao que ocorre nos países desenvolvidos, onde a produção de alimentos recebe maiores benefícios fiscais, no Brasil, impõe-se uma carga tributária demasiadamente pesada sobre o produtor e o consumidor”. (RESENDE, 1991, p. 21).

Segundo Tomich *et al* (1998), o grande peso dos gastos com alimentação da população de baixa renda e os elevados níveis de sonegação nos produtos da cesta

⁷ Outros tributos como Imposto sobre Produto Industrializados (IPI), Programa de Integração Social (PIS), Confins e Instituto Nacional do Seguro Social (INSS), não foram incluídos por falta de informações suficientes. Considerou-se que esses tributos podem ser denominados como tributos em cascata, ou seja, tributos que pesam sobre todas as etapas de produção e distribuição dos produtos até que cheguem ao consumidor final. Percebe-se que um produto para chegar ao consumidor final, passa por diversas etapas de produção, comercialização e distribuição, as quais podem ser assim enumeradas. Apresentam um valor adicionado mais concentrado nas etapas iniciais de produção-distribuição e comercialização do produto terão uma incidência tributária maior que a de produtos que concentram o seu valor adicionado nas etapas finais. (PEREIRA; GARCIA; HORN, 1996).

básica possibilitariam uma redução do ICMS, trazendo benefícios líquidos sociais. Esses benefícios são visualizados como um efeito de aumento da renda real das famílias mais pobres e, portanto, da melhoria das condições de nutrição, o que dificilmente seria atingido por políticas ativas de complementação alimentar.

A *Proxy* custo de transporte (D_t), variação mensal do preço do óleo diesel, serve de *Proxy* para explicar implicitamente a influência dos custos de transporte dos produtos que compõem a cesta básica, pois o diesel mais caro vai ser sentido na mesa dos consumidores. Assim o consumidor arca com os custos, pois o aumento do diesel eleva o custo do frete e, por extensão, atinge os preços dos alimentos. Alguns problemas podem ser identificados, uma vez que ao abrir o mercado de combustíveis, o Governo Federal passou a se basear no cenário internacional. Por isso, ocorrem dois problemas: o primeiro é que o mercado de petróleo oscila muito; o segundo é que, por não se ter uma economia dolarizada, mesmo que o preço esteja estável no exterior, internamente pode haver aumentos por causa da desvalorização cambial.

No caso do índice de desemprego este varia negativamente com o custo da cesta básica, já que uma redução no número de indivíduos empregados leva a uma menor pressão de demanda sobre os produtos que compõem a cesta básica, ou seja, a uma queda no consumo.

Por último, a variável salário deve apresentar um sinal positivo, pois a aquisição dos produtos da cesta básica depende do poder de compra do salário mínimo. Como há uma estreita relação entre salário (renda) e consumo (cesta básica), o custo da cesta básica tende acompanhar a variação dos salários, já que os produtores repassam para o consumidor final, o encarecimento do custo da mão-de-obra, ou seja, a elevação do mínimo.

3 – METODOLOGIA

3.1 – Material

A fim de verificar a hipótese sugerida neste artigo foram direcionados esforços no sentido de coletar e agrupar variáveis qualitativamente satisfatórias e capazes de guardar o máximo possível de analogia com a teoria econômica. O banco de dados utilizado neste trabalho é de natureza secundária e envolve séries históricas mensais compreendendo o período de janeiro de 1993 a março de 2003. As séries históricas são:

Os custos mensais da cesta básica (CB_t), que foram inicialmente coletados através do banco de dados da Cesta Básica Nacional disponibilizada na internet pelo DIEESE (2003). Seqüencialmente, estes dados foram atualizados com base no Índice Geral de Preços (IGP) da Fundação Getúlio Vargas (FGV), tomando-se como referência fevereiro de 2003. (INSTANTES..., 2003). Da mesma forma foram obtidas as informações sobre o salário mínimo (W_t). Do DIEESE (2003) ainda foram extraídos a variação do preço do óleo diesel (D_t) e os dados oriundos da cotação do dólar americano (S_t), ou seja, o valor médio mensal do dólar comercial em moeda corrente da época dividido pelo IGP disponível no site da FGV. Vale ressaltar que a média mensal do dólar é tomada de forma ponderada e que esta medida também foi usada no trabalho de Vasconcelos; Vasconcelos e Lima (1999). Com respeito ao índice de desemprego do município de Fortaleza (ID_t), os dados foram obtidos no banco de dados do Instituto de Planejamento do Estado do Ceará (Iplance)⁸

Os dados relativos ao custo mensal da cesta básica defasada (CB_{t-1}) foram construídos a partir da exclusão da informação referente a março de 2003 e a inclusão da informação referente a dezembro de 1992, com o intuito de medir a influência do preço anterior da cesta básica sobre seu preço atual. As informações acerca da precipitação pluviométrica (P_t) medida em milímetros médios de chuva em todo o Estado do Ceará foram obtidas na Fundação Cearense de Meteorologia (Funceme).

Os dados acerca do valor do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) que incide sobre a cesta básica (V^g), foram estimados com base no Conselho Nacional de Política Fazendária (Confaz) e na Secretaria da Fazenda do Estado do Ceará (Sefaz/CE) que informou quanto às alíquotas dos produtos e isenções do imposto.

3.2 – Métodos

Existem pelo menos duas metodologias para estimar uma função de custo da cesta básica: pelo modelo de equações simultâneas ou por co-integração.

A segunda metodologia, que segue o modelo de Johansen (1988) e Johansen (1991) e ainda Johansen e

⁸ Atual Instituto de Pesquisa Estratégica Econômica do Ceará (Ipece).

⁹ É feito o cálculo do valor do ICMS para a cesta básica conforme as alíquotas disponíveis pelo Confaz.

Juselius (1990), propõem a utilização de um modelo Vetores Auto-Regressivos (VAR), isto é, uma modelagem de VAR para estimar os vetores de co-integração.

Após determinar a melhor especificação do VAR foi aplicado o modelo de Johansen, cujo objetivo era encontrar os vetores de co-integração. Para tanto, usou-se o teste do traço ($\lambda_{traço}$) que indica não somente se há co-integração, mas se há também um número de vetores de co-integração.

No presente trabalho foi estimado o vetor de co-integração relativo ao custo da cesta básica, e os parâmetros deste vetor representarão as elasticidades de longo prazo. Desse modo, o VAR será representado, segundo Engler e Granger (1987), na forma de um Modelo de Correção de Erro Vetorial (MCEV).

Este tipo de modelagem (VAR-MCEV) parece ser mais interessante para este trabalho, e por isso foi adotada, pois leva em consideração as variáveis e suas defasagens, e concilia as tendências de curto e longo prazo das variáveis do modelo. Além disso, este enfoque oferece flexibilidade suficiente para obter uma boa representação estatística dos dados.

4 – ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1 – Testes de Raiz Unitária

As séries a serem testadas são CB_t , W_t , V_t , ID_t , D_t , P_t , S_t . A denominação de uma variável precedida da letra L indica seu logaritmo. Por exemplo: LCB simboliza o logaritmo do custo da cesta básica. Quando a variável aparece precedida a letra Δ , indica a primeira diferença da variável. Por exemplo: ΔLCB simboliza a primeira diferença logarítmica do custo da cesta básica, ou seja, é formada pela seguinte diferença: $\Delta LCB = \Delta LCB_t - \Delta LCB_{t-1}$.

Para determinar a ordem de integração das séries de tempo relacionadas com o custo da cesta básica, foi utilizado o teste Dickey e Fuller Aumentado (ADF), incluindo uma constante. Os resultados, produtos da aplicação do teste ADF, aparecem na Tabela 1.

O teste da raiz unitária no modelo DF é feito a partir da seguinte relação: $\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_t + \mu_t$. A hipótese nula a testar é $\rho = 1$, também chamada hipótese da raiz unitária, implica que sendo ela verdadeira, Y_t será uma

variável não estacionária. Sob teste de hipótese é incorreto o uso da distribuição t-Student para realizar previsões. No entanto, muitas das séries econômicas apresentam uma raiz unitária. Em termos gerais, se Y_t tem uma raiz unitária será integrada de ordem um $I(1)$ e, em conseqüência, a primeira diferença desta variável (ΔY_t) é estacionária e integrada de grau zero $I(0)$.

A distribuição correta para avaliar a presença de uma raiz unitária, no modelo ADF, é a distribuição Dickey-Fuller.¹⁰ Os resultados do teste ADF para as variáveis tanto em níveis quanto em primeiras diferenças são apresentados na Tabela 1.

Os valores críticos a 1% (*) e 5% (**) de nível de confiança para a estatística DF aparecem na Tabela 1. Observa-se que não é possível rejeitar a hipótese nula da existência de uma raiz unitária nas variáveis em níveis LCB_t , LV_t , LP_t , S_t , LW_t , LID_t e D_t , em razão de o valor crítico do DF a 1%, em termos absolutos, ser maior que DF calculado para cada uma destas variáveis. Alternativamente, observa-se que a primeira diferença das mesmas variáveis ΔLCB_t , ΔLV_t , ΔLP_t , ΔS_t , ΔLW_t , ΔLID_t , ΔD_t rejeita a possibilidade de existência de uma raiz unitária. A partir disto, pode-se afirmar que as variáveis relacionadas com a produção seriam integradas de grau um $I(1)$, isto é, não estacionárias.

O teste ADF deriva do teste DF quando se adicionam as defasagens do termo em primeiras diferenças da regressão. O propósito da defasagem é tornar os resíduos uma variável que tenha comportamento de um ruído branco. Novamente, a hipótese nula a testar é a da existência de uma raiz unitária. Assim, uma estatística ADF significativamente grande, em termos de valor absoluto, rejeitaria a hipótese nula e sugeriria estacionariedade na variável em estudo. A definição do número de defasagens que esclarece as séries estudadas no teste ADF se deu através da maior significância (1%) das defasagens (*lags*) incluídas na regressão.

O teste ADF, com constante e uma defasagem, sugere que as séries em níveis LCB_t , LV_t , LP_t , S_t , LW_t , LID_t , D_t são integradas de ordem um, $I(1)$ – ver Tabela 1 – e, a primeira diferença das mesmas (ΔLCB_t , ΔLV_t , ΔLP_t , ΔS_t , ΔLW_t , ΔLID_t , ΔD_t) é integrada da ordem

¹⁰O valor dessa estatística depende da presença ou ausência do termo constante e/ou tendência.

Tabela 1 – Seqüência de Testes ADF com as Variáveis em Nível

Séries	Defasagem	Em nível		Estatísticas		
		$\tau_{calculado}^1$	$\tau_{calculado}^1$	$\tau_{critico}^{\alpha=0,01}$	$\tau_{critico}^{\alpha=0,05}$	$\tau_{critico}^{\alpha=0,1}$
LW	0	-2.779024 ^(ns)	-14.52282*	-4.034997	-3.447072	-3.148578
LCB	4	-2.649288 ^(ns)	-7.943387*	-4.035648	-3.447383	-3.148761
LV	2	-2.652369 ^(ns)	-8.068694*	-4.036310	-3.447699	-3.148946
S	0	-1.587823 ^(ns)	-10.38269*	-4.034997	-3.447072	-3.148578
LID	1	-3.617506**	-9.147610*	-4.035648	-3.447383	-3.148761
LP	0	-3.078125***	-9.642209*	-4.038365	-3.448681	-3.149521
D	0	-2.717532 ^(ns)	-12.59885*	-4.034997	-3.447072	-3.148578

Fonte: Estimativas Próprias com o Uso do Pacote Econométrico E-views 4.1.

Obs: Valores críticos do teste Dickey-Fuller considerando a presença de intercepto e tendência. Os valores críticos ao 1% (*) e 5% (**) de nível de confiança para o estatístico ADF e (ns) não significativo.

zero, $I(0)$. Isto é, as séries em níveis são não-estacionárias, mas se tornam estacionárias em primeiras diferenças.

Em suma, os testes ADF aplicados sobre variáveis que determinam o custo da cesta básica no município de Fortaleza confirmam que estas podem ser descritas como um passeio aleatório integrado de grau 1 e não estacionário que tem que ser diferenciado para se transformar em um ruído branco, isto é, em uma variável estacionária.

4.2 – Análise dos Modelos de Curto e Longo Prazo

Foram levados em consideração, para a escolha das equações estruturais, os seguintes pontos: a consistência com a Teoria Econômica, o poder explicativo da regressão e o nível de significância dos parâmetros.

A transformação logarítmica é aplicada às séries de tempo com o propósito de estabilizar a tendência crescente da variância das séries originais. Quando a denominação de uma variável aparece precedida pela letra delta Δ indica a primeira diferença da variável. Por exemplo: ΔLCB simboliza a primeira diferença do logaritmo do custo da cesta básica para o município de Fortaleza.

Para determinar a ordem de integração das séries, tem sido utilizado o teste Dickey e Fuller Aumentado (ADF), incluindo um termo constante. A Tabela 2 apresenta os resultados dos testes de integração das variáveis. Conclui-se que as séries LCB_t , LV_t , LP_t , S_t , LW_t , LID_t , D_t , para Fortaleza, são integradas de ordem um, $I(1)$, e as primeiras diferenças das mesmas séries são integradas de ordem zero, $I(0)$. Pode-se concluir que tanto os logaritmos do ICMS, precipitação pluviométrica,

salário mínimo quanto o logaritmo da taxa de desemprego são não estacionários em níveis, mas se tornam estacionários em primeiras diferenças (Tabelas 1 e 2).

Após determinar a melhor especificação do VAR foi aplicado o modelo de Johansen, cujo objetivo era encontrar os vetores de co-integração. Para tanto, usou-se o teste do traço ($\lambda_{traço}$), que indica não somente se há co-integração, mas, o número de vetores de co-integração existente. Os resultados podem ser vistos na Tabela 3, e se referem tão-somente à primeira equação (relativa ao custo da cesta básica).

O teste de co-integração de Johansen constatou a presença de apenas um vetor de co-integração. Mais precisamente, tendo como referência a estatística $\lambda_{traço}$, verificou-se que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração foi rejeitada em detrimento da hipótese alternativa de que há pelo menos um vetor de co-integração, uma vez que o valor calculado da estatística $\lambda_{traço}$ é superior ao seu respectivo valor tabelado (20,04), com nível de significância de 1,0%.

A seguir, testou-se a hipótese nula de que há somente um vetor de co-integração contra a hipótese alternativa de que há mais de um vetor de co-integração. A hipótese da existência de mais de um vetor de relação de longo prazo não pode ser rejeitada, dada a rejeição de uma relação de longo prazo de LCB_t para as séries exógenas LW_t , LP_t , S_t , LID_t , D_t , LV_t e tendência, pois os valores calculados para a estatística foram superiores ao seu respectivo valor crítico tabelado (6,65) em nível de 1,0% (Tabela 3).

Tabela 2 – Ordem Integração das Séries Relacionadas ao Modelo Equações Simultâneas

Variável	integração	tipo	Variável	integração	tipo
LCB _t	I(1)	Não-estacionária	ΔLCB _t	I(0)	Estacionária
LV _t	I(1)	Não-estacionária	ΔLV _t	I(0)	Estacionária
LP _t	I(1)	Não-estacionária	ΔLP _t	I(0)	Estacionária
S _t	I(1)	Não-estacionária	ΔS _t	I(0)	Estacionária
D _t	I(1)	Não-estacionária	ΔD _t	I(0)	Estacionária
LID _t	I(1)	Não-estacionária	ΔLID _t	I(0)	Estacionária
LW _t	I(1)	Não-estacionária	ΔLW _t	I(0)	Estacionária

Fonte: Resultado do Teste ADF, Tabela 1.

De acordo com os resultados da Tabela 3, verifica-se que, na primeira linha a hipótese de não haver vetores em co-integração é rejeitada a 1%; na segunda: a hipótese de haver no máximo um vetor de co-integração pode ser rejeitada nos dois níveis de significância escolhidos. Com isso, é identificada a presença de mais de um vetor de co-integração. Assim, parte-se para a verificação da co-integração entre as séries escolhidas pelo modelo de Johansen, fazendo uso de um VAR com uma defasagem¹¹. Como as séries são co-integradas, pode-se dizer que há uma relação de longo prazo entre elas, e os coeficientes do vetor de co-integração serão as elasticidades de longo prazo do custo da cesta básica.

O coeficiente de determinação múltipla (R²) foi de 0.9999, conforme se vê na Tabela 4, representando um bom ajuste. O teste F, por sua vez, mostrou que as variáveis inseridas no modelo são importantes para explicar o comportamento da variável dependente, cesta básica.

Com respeito à coerência dos sinais dos coeficientes estimados, observou-se que há em todos os coeficientes coerência com a Teoria Econômica, exceto para o custo cesta básica defasada que apresentou sinal negativo, indicando que a influência futura é negativa e que a cotação do dólar americano apresentou um resultado inconclusivo¹², confirmando as expectativas explicitadas na metodologia.

Tabela 3 – Resultados do Teste de Co-integração de Johansen para a Estatística $\lambda_{traço}$, Variáveis Estudadas, Janeiro de 1993 a Março de 2003

Hipótese nula	Eigenvalue (autovalor)	$\lambda_{traço}$	Valor Crítico (1%)	Hipóteses $H_0: rank=r$
None *	1,000000	4675,272*	20,04	0
At most 1 *	0,989180	543,1663*	6,65	1

Fonte: Elaboração Própria com Base no E-views 4.1.

Nota: *Significativo a de 1,0%.

Tabela 4 – Estimação de LCB

Variáveis	Coefficientes	Desvio-padrão	Estatística - t
LCB (-1)	-0.002575	0.00229	-1.12478
C	2.658943	0.01034	257.156
LW	0.001517	0.00121	1.24973
LP	-7.27E-05	5.9E-05	-1.23953
S	-0.001262	0.00041	-3.04475
LID	-0.002319	0.00172	-1.34946
D	1.83E-05	3.0E-05	0.61956
@TREND	3.43E-05	9.1E-06	3.76581
LV	1.005216	0.00252	398.929
R-squared	0.999958	Log likelihood	631.5674
Adj. R-squared	0.999954	Akaike AIC	-10.18963
Sum sq. resids	0.000228	Schwarz SC	-9.959791
S.E. equation	0.001426	Mean dependent	5.058361
F-statistic	295207.6	S.D. dependent	0.211294

Fonte: Elaboração Própria com Base no E-views 4.1.

¹¹No que concerne ao número de defasagens, utilizaram-se os critérios de informação de Akaike e Schwarz, definidos automaticamente pelo Programa E-views 4.1.

¹²A manutenção da cotação do dólar americano permaneceu na análise devido a sua importância dentro do modelo teórico.

Os resultados mostram ainda que o custo da cesta básica tende a crescer com o aumento nos salários reais. Acréscimos de 1% no valor do salário mínimo causam aumentos de 0.0015% no custo da cesta básica por mês, *coeteris paribus*.

De acordo com estudos de Souza e Reis (2000), o período de 1985 a 1989 que englobou os planos Cruzado, Bresser e Verão, permitiu que o consumidor brasileiro conseguisse comprar quase duas cestas básicas. Ela era equivalente, em média, a 60% do salário mínimo. No tocante a períodos mais recentes, a evolução do valor da cesta básica apresentou movimentos cíclicos, caracterizando-se sempre por uma queda do poder de compra do salário mínimo, em função dos planos econômicos estabelecidos e mudanças de moeda. Isto justifica o baixo valor do coeficiente do salário mínimo obtido, 0, 0.0015, afetado por movimentos cíclicos, pois em períodos posteriores a 1989, o poder de compra do salário foi descendente, exercendo pouca influência no valor do custo da cesta básica, apesar da sua importância.

A variável precipitação pluviométrica mostrou-se, entre as variáveis estudadas, a que menos apresentou influência sobre a cesta básica, ou seja, -0,0007%. Isto pode ser justificado pelo fato de a cesta básica ser composta por produtos agrícolas que são, na maioria, oriundos de outros Estados, com exceção da banana e do tomate. Esse valor, que se mostrou pouco representativo, indica a grande dependência do Estado do Ceará em importações.

Com referência à cotação do dólar americano, os resultados mostraram que sua influência é um fator pouco determinante, tendo sido 0,0013 sua variação unitária. Este é um resultado inconclusivo em termos de teoria econômica, pois sua baixa influência não gera grandes problemas em termos de resultados.

A variável ICMS mostrou um coeficiente de 1,0052%, sendo representativa no preço da cesta básica, já que o Estado do Ceará, como importador de outros Estados, tem como consequência um efeito cascata no ICMS, tornando-o mais alto.

Este resultado confirma a idéia de que a diminuição das alíquotas ou até mesmo a isenção tributária, que já foi citada por outros economistas, sobre os produtos que compõem a cesta básica tornam-se uma medida importante na atualidade.

Para tanto, caberá ao Estado a criação de mecanismos e de instrumentos que fiscalizem as empresas e as penalizem quando não repassarem a redução dos seus custos para o preço final. Nesse sentido, a atual estabilidade de preços, refletida nas baixas taxas inflacionárias e na pequena variação do custo da cesta básica, facilitará o exercício de fiscalização e controle por parte do Estado. (TOMICH et al., 1998).

O Índice de desemprego apresentou sinal correto e um coeficiente de -0,0023%, o que comprova uma relação inversa entre estas duas variáveis dentro da Teoria Econômica. A variável *proxy* do custo de transporte teve um coeficiente unitário de 0,000183; caracterizando-se como a menos representativa de todas as variáveis explicativas. Isto pode ter ocorrido por não possuir uma *Proxy* melhor, que represente o frete dos diversos produtos que compõem a cesta básica, contudo, demonstrou coerência dentro da Teoria Econômica.

A variável tendência (*T*) mostrou-se crescente em virtude da influência de outras variáveis que afetam seu custo mensal na cidade de Fortaleza, tais como: custos de transporte, armazenamento, etc. Os dados foram considerados de forma linear, pois o que se pretende é analisar o comportamento relativo do custo da cesta básica em relação a uma variação absoluta no tempo. O valor encontrado foi de 0,000343, ou seja, para um valor em determinado mês da cesta básica, deve ocorrer uma redução deste mesmo valor mensalmente.

Assim sendo, neste trabalho, para cada uma das relações de co-integração apresentadas no item anterior, foi estimado um MCEV. O Modelo de Correção de Erros Vetoriais (MCEV) a partir do VAR foi utilizado para o teste de co-integração do modelo de Johansen. Conforme Engler e Granger (1987) demonstraram, qualquer série co-integrada tem uma representação de um MCEV. Assim, pelo fato de as variáveis se co-integrarem, existe algum processo de ajuste entre o curto e o longo prazo.

O MCEV, então, fornece a velocidade de ajustamento dos desvios de curto prazo em relação à trajetória de longo prazo. E cabe ressaltar que este modelo tem as seguintes características: todas as variáveis são estacionárias, uma vez que são variáveis $I(0)$ em diferenças; os resíduos, por serem derivados da equação de co-integração, são, por definição, estacionários; e as especificações dos MCEV seguem a especificação do VAR utilizada

do na realização dos testes de co-integração de Johansen, mostrando que os MCEV é um submodelo do VAR.

A partir dos resultados do teste de co-integração também é possível verificar se os sinais dos coeficientes das variáveis analisadas estão coerentes com a teoria econômica. Diferentemente do modelo de longo prazo (VAR), a cotação do dólar americano apresentou sinal correto no curto prazo.

Os resultados do MVEC, Tabela 5, mostram que o coeficiente de correção tem o sinal negativo, indicando que o coeficiente do termo de correção de erro corrobora a hipótese de co-integração entre as variáveis. Os coeficientes estimados de “CointEq1” sugerem que cerca de 0,00000000021%, conforme equação que compõe o modelo estrutural dos desvios do sistema de seu equilíbrio de longo prazo, são removidos a cada mês.

Cabe ainda ressaltar que os resíduos do MCEV estimado são normalmente distribuídos de maneira homocedástica e não estão autocorrelacionados conforme mostram os testes do Multiplicador de Lagrange (LM) para correlação serial, o de White para heterocedasticidade e o teste Jaque-bera para normalidade dos resíduos. O conjunto dos resultados obtidos permite aceitar a hipótese inicial de que o custo da cesta básica na cidade de

Fortaleza seja determinada pelas variáveis explicativas citadas no trabalho.

5 – CONCLUSÕES

O presente trabalho, de natureza empírica, procurou contribuir para estimações de algumas variáveis determinantes do custo da cesta básica em Fortaleza. De forma geral, os dois estudos anteriormente realizados para custo da Cesta Básica, Julian e Muechen (2000) e Barreto e Holanda (2003) obtiveram resultados um pouco distintos dos encontrados no presente estudo.

Em consonância com os objetivos estabelecidos nesta pesquisa, a equação de regressão múltipla do valor da cesta básica mensal na cidade de Fortaleza foi influenciada por todas as variáveis explicativas inseridas no modelo econométrico. No curto prazo a variação do custo da cesta básica foi determinada, positivamente, pelas seguintes variáveis independentes: salário, valor do ICMS sobre a cesta básica dividido pelo salário, cesta básica defasada, variação do preço do óleo diesel e da taxa de câmbio. E negativamente, pelo índice de desemprego e pluviometria. Apenas no longo prazo a variável taxa de cambio apresenta resultado inconclusivo.

A dinâmica do CB_t na economia municipal de Fortaleza é tão complexa que o desenvolvimento deste artigo

Tabela 5 – Estimação de ΔLCB_t

Variável explicativa:	coeficiente	Desvios - padrões	Estatística - t
Correção de Erro	-2.10E-15	5.7E-16	-3.66668
ΔLCB_{t-1}	0.285631	0.09673	2.95290
ΔLCB_{t-1}	-0.295838	0.08481	-3.48830
ΔLW_{t-1}	0.120353	0.06260	1.92270
ΔLW_{t-2}	-0.061666	0.05590	-1.10318
C	-1.541301	0.46157	-3.33922
ΔLW_t	0.264578	0.06515	4.06110
ΔLP_t	-9.26E-05	0.00211	-0.04384
ΔLP_{t-4}	-0.005721	0.00199	-2.87185
ΔLS	0.036205	0.03595	1.00718
ΔLID	-0.006574	0.05492	-0.11970
ΔD	0.000427	0.00109	0.38998
ΔLV_{t-1}	0.062714	0.05126	1.22356
R-squared	0.589089	Autocorrelação	0.68978 (0.445)
F-statistic	15.62643	Normalidade	3.485203 (0.1751)
		Heteroscedasticidade	0.240459 (0.2256)

Fonte: Elaboração Própria com Base no E-views 4.1

Nota: Os valores entre parênteses representam o p-valor

traz luz sobre alguns de seus aspectos. Embora existam várias explicações teóricas para encarar a dinâmica de longo e curto prazo para o custo da cesta básica, são poucos os trabalhos dedicados a testar empiricamente essas explicações.

A análise de co-integração foi utilizada para construir um modelo de equilíbrio de longo prazo e um modelo dinâmico de curto prazo para explicar a evolução da variável custo da cesta básica na cidade de Fortaleza.

O modelo de curto prazo é representado por um Modelo de Correção de Erros (MVCE) que considera as diferenças das mesmas variáveis (com exceção da variável tendência), de longo prazo.

As variáveis utilizadas no modelo de longo prazo são todas integradas de ordem um, $I(1)$, mas os desvios da regressão de co-integração, isto é, a combinação linear destas variáveis é integrada de ordem zero, $I(0)$, ou estacionária. Portanto, pode-se concluir que as variáveis que formam o modelo de longo prazo se co-integram.

Tendo em vista testar a ordem de integração das variáveis, foram efetuados testes de raízes unitárias das variáveis em níveis e em primeiras diferenças. O teste de raiz unitária utilizado, teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), é sensível ao número de defasamentos adaptado, procedendo-se à sua escolha de acordo com a significância estatística. Os resultados obtidos estão, no entanto, condicionados, tanto pelos pressupostos implícitos na formulação adaptada, como pela não consideração de variáveis relevantes na questão em análise.

Contudo para que estas informações sejam úteis aos tomadores de decisões, torna-se necessário saber mais sobre as relações entre as variáveis econômicas. O grande desafio desse estudo, como de tantos outros, é combinar teoria econômica com as informações fornecidas por dados econômicos para estimar as incógnitas necessárias. Essas indicações exigem estudos mais aprofundados que permitam melhor esclarecimento desses pontos. Sabe-se que parcelas da população brasileira, basicamente os estratos de população de baixa renda, apresentam deficiências de consumo calórico e protéico. A melhoria das condições de vida dessa população tem sido alvo prioritário de uma série de políticas públicas.

Como possíveis extensões do presente trabalho, algumas sugestões podem ser feitas. Primeira, que as estimações fossem elaboradas para vários municípios do Brasil possibilitando a comparação de resultados. Segunda, que a estimação poderia ser feita pelo mesmo método deste artigo, mas considerando séries mensais mais longas.

Abstract

The present article analyzes the variables that determine to the variation of the cost of the basic basket, based on field experimentation, the municipal district of Fortaleza in the State of Ceará. This work models and estimates an equation of regression of co-integration of the monthly cost of the basic basket and the parameters of this vector will represent the elasticity's of long term. For this, VAR will be represented, according to Engler and Granger (1987), in the form of a (Vectorial Error Correction Model) VECM in the period from 1993 to 2003. The variation of the cost of the basic basket was determined, positively, according to the independent variables: wage, value of ICMS on the basic basket divided by the wage, basket basic lag, variation of the price of the oil diesel and of the exchange rate. It is negatively, for the unemployment index and pluviometer. This way, the work estimates a group of parameters that influences the analysis of the behavior and of the variations of the cost of the basic basket.

Key words:

Basic Basket; MVEC; Analysis of Cost.

REFERÊNCIAS

BANERJEE, A et al. **Co-integration, error-correction and the econometric analysis of non-stationary**. Nova York: Oxford University Press, 1993.

BARRETO, R. C. S.; HOLANDA, F. J. C. de. Fatores determinantes do custo da cesta básica. In: FÓRUM BANCO DO NORDESTE DE DESENVOLVIMENTO; ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 7., 2003, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: Banco do Nordeste, 2003.

BIASOTO, G. et al. O ICMS Hoje: avanços e questões em aberto sobre a tributação do consumo no Brasil.

ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 26., 1998, Vitória. **Anais...** Vitória: ANPEC, 1998. V. 2.

CRISTINO, V. Imposto estadual. **Jornal Estadão**, São Paulo, 27 set. 1998. Caderno de Economia. Disponível em: <<http://www.estado.estadao.com.br/edicao/pano/98/09/27/eco663.html>>. Acesso em: 25 jan. 2003.

DIEESE. **Banco de dados da cesta básica nacional**. Disponível em: <<http://www.dieese.org.br>>. Acesso em: 20 abr. 2003.

_____. **Cesta básica nacional: metodologia**. Disponível em: <<http://www.dieese.org.br>>. Acesso em: 20 abr. 2003.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995.

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

ESCODA, M. S. Q. et al. **Segurança, cesta básica e planejamento**. Natal: UFRN, 2001. Disponível em: <<http://www.ufrnet.br/~scorpius/39-Cesta%20basica%20e%20seg%20alim.htm>>. Acesso em: 5 maio 2003.

FUNCEME. **Dados mensais pluviométricos**. Disponível em: <www.funceme@funceme.gov.br>. Acesso em: 20 abr. 2003.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000.

INSTANTES finais: O Brasil e o mundo aguardam a guerra. **Suma Econômica**, n. 299, p. 60, mar. 2003.

IPLANCE. **Anuário estatístico do Ceará 1995/96**. Fortaleza, 1997.

_____. **Dados de salários**. Disponível em: <www.iplance.ce.gov/iplancedata>. Acesso em 20 abr. 2003.

KENNEDY, P. **A guide to econometrics**. Cambridge: MIT Press, 1998.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v. 5, p. 1551-1580, 1991.

_____. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, p. 169-209, 1990.

JULIANI, L. I.; MUENCHEN, J. V. O custo da cesta básica: variáveis determinantes. **Contabilidade e Informação Conhecimento e Aprendizagem**, Ijuí, p. 47-55, 2000.

PEREIRA, A. S. A. Cesta básica de Passo Fundo e o Plano Real: uma nota comparativa. **Teoria e Evidência Econômica**, Passo Fundo, v. 5, n. 10, p. 95-106, maio 1998.

PEREIRA, A. S.; GARCIA, R. L.; HORN, C. C. A carga tributária sobre os produtos da cesta básica de Passo Fundo. **Teoria e Evidência Econômica**, Passo Fundo, v. 4, n. 7/8, p. 71-98, maio/nov. 1996.

RESENDE, Fernando. **O peso dos impostos no custo da alimentação: análise do problema e proposta de redução**. Rio de Janeiro: IPEA, 1991.

SOUZA, G. M. J.; REIS, J. N. P. A evolução dos custos da cesta básica na cidade de Fortaleza no período de 1985 a 1997. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 31, n. 1, p. 66-82, jan./mar. 2000.

TOMICH, F. A. et al. **Desoneração do ICMS da cesta básica**. Planejamento e Políticas Públicas, **Brasília, DF**, p. 213-234, jun 1998.

VASCONCELOS, C. R. F.; VASCONCELOS, S. P.; LIMA, R. C. Paridade do poder de compra: um teste de cointegração para o caso brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 30, p. 926-937, dez. 1999. Número Especial.

Recebido para publicação em 19.06.2006.