AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

ANÁLISE DA TRANSMISSÃO DE PREÇOS AGRÍCOLAS E INDUSTRIAIS PARA O ÍNDICE GERAL DE PREÇOS APÓS

LARA TORCHI ESTEVES; RUBICLEIS GOMES DA SILVA.

UNIVERSIDADE FEDERAL DO ACRE, RIO BRANCO, AC, BRASIL.

lara.torchi@gmail.com

POSTER

POLÍTICAS SETORIAIS E MACROECONÔMICAS

ANÁLISE DA TRANSMISSÃO DE PREÇOS AGRÍCOLAS E INDUSTRIAIS PARA O ÍNDICE GERAL DE PREÇOS APÓS O PLANO REAL

Grupo de pesquisa: POLÍTICAS SETORIAIS E MACROECONÔMICAS

O processo inflacionário brasileiro foi estudado a fundo por dois principais grupos de estudiosos: o tradicional *monetarista* e o *estruturalista*. O primeiro acreditava que o processo inflacionário fosse resultado do crescimento mais acelerado da oferta que da demanda monetária, dada a incapacidade do governo de cobrir seus gastos com tributos e emissão de títulos; já o segundo grupo julgava que a inflação fosse uma conseqüência do padrão de desenvolvimento via promoção do setor industrial, em outras palavras, o setor agrícola era visto como propagador de inflação, levando-se em conta que o crescimento rápido da demanda de produtos agrícolas tinha uma resposta inadequada à oferta desses produtos. Esta teoria foi utilizada neste trabalho. Diante desses questionamentos elaborou-se este trabalho com o objetivo de investigar se os produtos agrícolas são ou não potencialmente inflacionários após a estabilização econômica proporcionada pelo Plano Real, verificando ainda, qual participação dos preços agrícolas e preços industriais na formação do índice geral de preços. Este trabalho compara seus resultados com os obtidos na dissertação de Abdallhah (1991) que utilizou o modelo de Modiano (1985) de determinação simultânea de salários e preços na economia onde se verificou que os preços industriais influenciavam mais na formação dos preços globais que os preços agrícolas. Neste trabalho, utilizou-se o modelo dinâmico de defasagem distribuída pelo fato deste descrever melhor a evolução da economia e suas reações encadeadas ao longo do tempo. As séries em estudo passaram por dois testes de raiz unitária: Dickey e Fuller Aumentado (ADF) e o teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) a fim de evitar resultados espúrios. Foi realizado, ainda, o teste Wald para avaliar o grau da transmissão dos índices inflacionários

Palavras-Chave: Agricultura, inflação e modelos dinâmicos

1. Introdução

1.1 – O problema e sua importância

Duas correntes de pensamento tentaram explicar o processo inflacionário brasileiro: a tradicional *corrente monetarista* que julga o processo inflacionário como resultado do crescimento mais acelerado da oferta do que da demanda monetária, devido à incapacidade do governo de cobrir seus gastos com tributos e emissão de títulos e a *corrente estruturalista* que analisa o processo inflacionário como conseqüência do padrão de desenvolvimento via promoção do setor industrial, o que levou o país a produzir uma estrutura inadequada à dinâmica de sua demanda agregada, ou seja, o setor agrícola é visto como propulsor da inflação, dado que o crescimento rápido da demanda de produtos agrícolas não gera uma resposta adequada à oferta desses mesmos produtos.

De acordo com Fontes (1993) a corrente de economistas estruturalistas latino-americanos sempre atribuiu à agricultura grande parcela de responsabilidade pelos níveis elevados de inflação verificados ao longo da história, ressaltando que a incapacidade da agricultura em atender ao crescimento da demanda interna sem aumento de preços, provinha das deficiências da estrutura agrária.

Ante o exposto e devido às inúmeras pressões e desafios impostos atualmente à atividade agrícola brasileira, torna-se relevante investigar se os produtos agrícolas são ou não potencialmente inflacionários após a estabilização econômica proporcionada pelo Plano Real e qual participação dos preços agrícolas e dos preços industriais na formação do Índice Geral de Preços, no período pós Real.

Este trabalho possui como objetivo geral analisar o processo inflacionário brasileiro no período pós Plano Real (setembro/94 a dezembro/2005), com ênfase no comportamento da inflação agrícola e industrial. Especificamente pretende-se: a) verificar como se comporta o IGP-M (Índice Geral de Preços - Mercado) diante de variações do IPA-OG-Grupo I (Índice de Preços por Atacado - Oferta Global – Produtos agrícolas); e do IPA-OG-Grupo II (Índice de Preços por Atacado - Oferta Global – Produtos industriais) e b) detectar qual dos índices possui maior relevância sobre o IGP-M: preços agrícolas ou industriais.

Abdallah, (1991) em seu trabalho analisou os índices inflacionários gerais, agrícolas e industriais entre os anos de 1967 e 1987 utilizando o modelo de Modiano (1985) de determinação simultânea de salários e preços na economia; verificou-se que naquele contexto "os preços industriais influenciam bem mais as variações do preço global do que os preços agrícolas".

Este trabalho é importante, porque evidencia quais são os impactos inflacionários que o setor agrícola provoca no Índice Geral de Preços, assim como demonstra que as políticas contracionistas podem ser prejudiciais, tanto à agricultura quanto à economia em geral.

Trabalhos dessa natureza podem ser utilizados para o entendimento do próprio processo inflacionário brasileiro, de suas implicações sócio-econômicas,

para o planejamento de políticas agrícolas a serem implementadas no futuro, assim como para a verificação da eficiência das políticas econômicas vigentes.

2. METODOLOGIA

2.1 – Referencial Teórico

Na literatura sobre inflação há diversas correntes teóricas que se ocupam em explicar as causas da elevação do nível geral de preços. Em seu trabalho a autora aborda uma corrente de estudos relevante para a análise da inflação – a "curva de Phillips". (Abdallah, 1991)

Em relação à teoria desenvolvida sobre inflação, o trabalho desenvolvido por Phillips, firmou-se na teoria econômica como um dos mais importantes. A essência dessa teoria baseia-se na existência de uma relação inversa log-linear entre os acréscimos nominais nos salários e o nível de desemprego, o que deu origem à chamada curva de Phillips. (Abdallah,1991 apud Marques,1987)

Com o passar do tempo, outros estudos foram realizados com a finalidade de discutir e ampliar a análise inicial de Phillips. Esses estudos tiveram implicações para a teoria da inflação e para a política econômica. De todas as modificações sofridas pela curva de Phillips ao longo do tempo, a mais importante foi, certamente, a inclusão da taxa esperada de inflação como variável capaz de influir no comportamento de salários e preços. (Abdallah, 1991)

Abdallah (1991) salienta, ainda, que a inflação brasileira, até a época em que seu trabalho foi escrito, era quase sempre analisada pela curva de Phillips, que postula uma relação direta entre a inflação e o nível de atividade da economia. A autora faz, ainda, um comparativo entre duas correntes determinadoras da taxa da inflação: uma tradicional e outra alternativa.

Lengruber (1973, 1974) e Contador (1977) sustentavam a corrente tradicional da determinação da taxa de inflação apresentando resultados aparentemente favoráveis para o modelo da curva de Phillips, em que o hiato do produto (desvio entre produto potencial e produto efetivo na economia) aparecia como fator predominante das taxas de inflação a curto prazo, apresentado uma relação direta a nível de atividade para reconhecer a imperiosidade das políticas recessivas (contenção de demanda) para o sucesso no combate à inflação, entretanto, com persistência essa corrente foi perdendo a credibilidade, cedendo espaço à corrente alternativa. (Abdallah, 1991)

A corrente alternativa, apoiada nos estudos de Lara-Rezende e Lopes (1985) deu base empírica à uma nova linha de pensamento sobre o processo inflacionário, conforme Abdallah (1991), "... através de um modelo que focaliza, explicitamente, os possíveis efeitos da política salarial e dos choques exógenos, contestaram o preconizado *trade-off* da curva de Phillips".

Concluíram os autores da corrente alternativa manifestando o que Abdallah (1991) chamou de certo "pessimismo deflacionista" em relação ao impacto das políticas econômicas até então praticadas (recessivas). Modiano

(1983) conciliou em parte estas duas visões por meio da especificação e estimação de um modelo que distingue a determinação dos salários da formação de preços industriais e agrícolas, tendo seu modelo como característica principal a simultaneidade da determinação dos preços na economia.

Em seu trabalho, Abdallah (1991) utilizou um modelo teórico desenvolvido por Modiano (1985), acrescido de modificações que foram: inclusão da taxa de juros nominal no setor industrial, captando o efeito do setor financeiro nos preços industriais e inclusão de um custo advindo do setor agrícola, representado pelo índice de preço por atacado de produto agrícola, variáveis inexistentes no modelo original.

Verificou-se que existem duas principais correntes de pensamento que tentaram explicar o processo inflacionário brasileiro: *a tradicional monetarista* que julga o processo inflacionário como resultado do crescimento mais acelerado da oferta do que da demanda monetária, justificada pela incapacidade do governo de cobrir seus gastos com tributos e emissão de títulos a serem vendidos ao setor privado. Outra corrente, a *alternativa,* denominada *estruturalista* que analisa o processo inflacionário como conseqüência do padrão de desenvolvimento via promoção do setor industrial, o que levou o país a produzir uma estrutura inadequada à dinâmica de sua demanda agregada. (Abdallah, 1991)

Conforme Fontes (1993) a corrente de economistas estruturalistas latino-americanos sempre atribuiu à agricultura importante responsabilidade pelos níveis altos de inflação verificados ao longo da história. A ineficiência da agricultura, ou seja, sua incapacidade de atender ao crescimento da demanda interna sem aumento de preços, era proveniente das deficiências da estrutura agrária: caracterizada por latifúndios e minifúndios, estrutura essa que não favorecia modernização nem tampouco o surgimento de empresários voltados para esse mercado.

Dado essa deficiência agrária, qualquer esforço de crescimento, de acordo com Bacha (1982) apud Fontes (1993), teria como conseqüência um aumento da taxa de inflação, motivado pela elevação de preços dos alimentos e matérias-primas agrícolas. Seguindo o aumento dos preços, viria um crescimento de demandas salariais e daí uma elevação – via *markup*[1] – dos preços das indústrias oligopolizadas, lembrando que a validade de tais argumentos depende da pressuposição da passividade da moeda.

Contrariamente a este ponto de vista, estudos realizados na década de 60 demonstraram que a agricultura brasileira era capaz de responder a preços em intensidade comparável à verificada em países desenvolvidos. Pastore (1968) apud Fontes (1993), lembra que as evidências apresentadas indicavam que a capacidade de resposta tendia a ser maior nas regiões de agricultura mais moderna, outros autores indicavam que não é somente a elasticidade de oferta que importa para se inferir o potencial inflacionário da agricultura: o grau de

[1] Mark up é a margem da receita de vendas (faturamento) sobre os custos diretos de produção. Essa margem deve ser tal que permita à empresa cobrir os custos diretos (ou variáveis), os custos fixos e a parcela desejada de lucro da empresa. (Dicionário on-line de termos econômicos UNB)

concorrência industrial, o tamanho relativo do setor agrícola, o grau de diversificação do produto nacional, e a mobilidade intersetorial dos fatores de produção são também elementos importantes para a análise da questão.

Na discussão da "culpa" pelos altos índices inflacionários antes do Plano Real, ou mesmo nos desequilíbrios ocorridos no pós Real, a política agrícola brasileira inúmeras vezes foi apontada como propagadora da inflação. Conforme Teixeira e Santana (1993) existiram alguns mitos que distorceram desfavoravelmente as políticas voltadas para o setor agrícola, rotulando a agricultura como "atividade fortemente inflacionária".

Este rótulo firmava-se na possibilidade de quebras de safra que poderiam levar a grandes aumentos nos preços dos alimentos, desencadeando aumentos sucessivos na economia, via necessidade de aumentos salariais para recompor o poder de compra. Os aumentos salariais, por sua vez, gerariam maiores custos e aumento nos demais produtos. Conforme Teixeira e Santana (1993), a agricultura sofreu sob esse argumento, inúmeras dificuldades como tabelamento e congelamento dos preços dos alimentos, sobrevalorizações cambiais e aumento nas importações, que transferiram a renda do setor agrícola para o não-agrícola, descapitalizando o produtor rural. Posteriormente verificou-se que o argumento era falho, pois a agricultura teve desempenho satisfatório no papel de fornecer alimentos à população período de 1960/80.

No entanto, não somente o rótulo de *atividade fortemente inflacionária*, fazia com que a agricultura fosse apontada como propulsora da inflação. Pode-se citar, ainda, muitos mitos outros criados em torno da atividade agrícola, conforme Teixeira e Santana (1993): crédito rural inflacionário; termos de troca descendentes; agricultura não responde a preços; o estreitamento das margens de retorno levaria a adoção de novas tecnologias; iniqüidade gerada pelo aumento dos preços dos produtos; agricultura como atividade sem importância econômica; privatização da pesquisa agrícola; tecnologia agrícola danosa aos recursos naturais.

Para este estudo da relação entre preços agrícolas, preços industriais e inflação será utilizado o modelo econômico a seguir especificado:

$$Y = f(X_1, X_2) \qquad (01)$$

Em que:

Y é a variável dependente (IGP-M)

X_1 é a variável explicativa (IPA-OG-Grupo I)

X_2 é a variável explicativa (IPA-OG-Grupo II)

2.2- Referencial Analítico

2.2.1 - Modelos Quantitativos Dinâmicos

Conforme Santana (2003) os modelos quantitativos dinâmicos reconhecem que uma mudança de nível de uma variável explanatória pode ter implicações comportamentais para além do período de tempo em que ocorreu, assim as conseqüências das decisões econômicas podem perdurar ao longo do tempo. Esta informação pode ser importante para os formuladores de política econômica, pois é possível mensurar quanto da modificação acontecerá no instante em que ela ocorre, quanto ocorrerá um mês depois, dois meses depois e assim sucessivamente. Estes modelos são chamados dinâmicos porque descrevem a evolução da economia e suas reações decorrentes ao longo do tempo.

Segundo Gujarati (2000) são denominados modelos de defasagem distribuída àqueles que utilizam dados das variáveis dependente e explicativa compilados em séries temporais, incluindo não só valores correntes das variáveis explicativas, como também valores passados ou valores defasados. De maneira geral os modelos de defasagem distribuída podem ser descritos como:

$$Y_t = f(X_{(t-s)}) \qquad (02)$$

Onde:

Y é a variável dependente (IGP-M);

X são as variáveis explicativas (IPA-OG-Grupo I, IPA-OG-Grupo II);

"*t*" é o tempo; e

"*s*" o lapso do tempo

Além dos valores passados das variáveis explicativas, os modelos de defasagem distribuída podem conter variáveis não defasadas sem nenhuma dificuldade, assim como é possível incluir variáveis com defasagens diferentes ($t-_1$, $t-_2$, ... $t-_s$), representando o efeito gradual de influência das variáveis explicativas sobre a variável dependente.

As análises econômicas de relações de dependência entre uma variável dependente *Y* e outras variáveis independentes *X*, raramente são instantâneas. Na maioria das vezes, *Y* responde às variações de *X* com certo atraso (ou retardo) de tempo. Por retardo de tempo entende-se defasagem de tempo ou *lag*, entre a causa e a materialização de um efeito econômico. O modelo geral de defasagem distribuída pode ser escrito, levando-se em consideração a extensão da defasagem de *K* períodos de tempo, como na equação (03). (Santana, 2003)

Modelo de defasagem distribuída:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \ldots \beta_k X_{t-k} + \varepsilon_t \qquad (03)$$

Onde:

α é o termo constante;

Y_t é a variável dependente no ano t;

X_t é a variável explicativa no ano t;

X_{t-1} é a variável explicativa de um período, t-1;

β_0 e β_1 são os parâmetros do modelo

ε_t é o erro aleatório N~(0,σ^2)

Conforme Santana (2003) este é um modelo de defasagem distribuída envolvendo *K* períodos de tempo. Neste modelo, o coeficiente β_0 é conhecido como coeficiente de impacto ou multiplicador de curo prazo, uma vez que a mudança no valor médio de *Y*, resultante de uma mudança em *X* ocorre no mesmo período de tempo. Ou seja, β_0 é a derivada parcial de Y_t, em relação a X_t, β_1 é em relação a X_{t-1} e assim por diante, matematicamente , tem-se que:

$$\frac{\partial Y_t}{\partial X_{t-k}} = \beta_k \qquad (04)$$

Se a mudança unitária em *X* é mantida, $(\beta_0 + \beta_1)$ medem a mudança em *Y* no próximo período, $(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2)$ no período seguinte, e assim por diante. Esta soma parcial é chamada de impacto intermediário. Finalmente após *K* períodos de tempo, obtém-se o impacto de longo prazo, ou impacto total, ou, ainda, multiplicador da defasagem distribuída, que é dado pela soma dos betas, β.

Para se obter o impacto em cada período estudado, divide-se cada beta (β_i) pelo beta total (β) o que resulta no valor percentual do impacto da variável explicativa em cada período da defasagem.

2.2.2 – Modelo Econométrico

Considerando-se que o objetivo deste trabalho é analisar qual a participação dos preços agrícolas e industriais na composição do Índice Geral de Preços, no sentido de verificar se os preços agrícolas têm ou não responsabilidade pelas flutuações na inflação será feita uma regressão, pelo método dos mínimos quadrados ordinários - MQO, onde a variável dependente é o Índice Geral de Preços de Mercado – IGP-M, e as variáveis explicativas são os índices IPA-OG-1 (produtos agrícolas) e IPA-OG-2 (produtos industriais), defasados em um período, conforme equação 05:

$$Y = \beta_1 + \beta_2 IPAOG1_t + \beta_3 IPAOG1_{t-1} + \beta_4 IPAOG2_t + \beta_5 IPAOG2_{t-1} + \varepsilon \qquad (05)$$

As condições de estabilidade do modelo são dadas por:

$$\frac{\partial Y_t}{\partial IPA-OG-1_t} > 0 \quad \frac{\partial Y_t}{\partial IPA-OG-1_{t-1}} > 0 \quad \frac{\partial Y_t}{\partial IPA-OG-2_t} > 0 .. \frac{\partial Y_t}{\partial IPA-OG-2_{t-1}} > 0$$

2.2.3 – Teste Wald

O Teste Wald é um teste estatístico tipicamente usado para testar se um efeito existe ou não. A estatística de Wald mede como as estimativas irrestritas vêm a satisfazer às limitações sob a hipótese nula. Se as limitações forem de fato verdadeiras, então as estimativas irrestritas devem estar próximas de satisfazer às limitações.

Após a estimação dos parâmetros deve-se proceder à investigação da significância estatística dos mesmos. O teste de Wald é utilizado para avaliar se o parâmetro é estatisticamente significativo. A estatística do teste utilizada é obtida através da razão do coeficiente pelo seu respectivo erro padrão. Esta estatística teste tem distribuição normal, sendo seu valor comparado com valores tabulados de acordo com o nível de significância definido. A estatística teste, para avaliar se o parâmetro β é igual a zero, é assim especificada:

$$W = \frac{\hat{\beta}}{\sqrt{Var(\hat{\beta})}} \qquad (06)$$

Neste trabalho o Teste Wald irá verificar se a transmissão dos preços agrícolas e industrias para o Índice Geral de Preços se dá de maneira completa ou incompleta, assim serão verificadas duas hipóteses:

$$H_0: \ \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 1 \qquad (07)$$
$$H_1: \ \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 < 1 \qquad (08)$$

Onde a hipótese nula (H_0) significa que a transmissão de preços agrícolas ou industriais para o Índice Geral de Preços é completa, e a hipótese alternativa (H_1) significa que a transmissão se dá de maneira incompleta.

2.2.4. – Estacionariedade

Antes de se iniciar qualquer análise de dados é importante definir se a série é estacionária ou não, para, a partir daí, estabelecer a estrutura do modelo probabilístico que estimará a série. Uma série é considerada estacionária quando suas observações ocorrem aleatoriamente ao redor de uma média constante, ou seja, quando não há tendência.

Geralmente os processos estacionários traduzem a situação em que o sistema se apresenta em um estado de equilíbrio estatístico em torno de um nível médio fixo, isto é, tem propriedades probabilísticas estáveis ou invariantes ao longo do tempo. A noção de processo estacionário deve estar então associada ao "equilíbrio estatístico".

Num processo estocástico estacionário algumas características permanecem inalteradas ao longo do tempo. Existem dois tipos de estacionariedade: forte e fraca.

Um processo estocástico [Y_t, Y_{t-1}, ... Y_{t-K}] é fortemente estacionário se $f(Y_1, Y_2, \ldots Y_t) = f(Y_{1+K}, Y_{2+K}, Y_{3+K}, \ldots Y_{T+K})$, ou seja, não mudam no tempo. Em outras palavras, a distribuição de probabilidade conjunta é a mesma ao longo do tempo.

> A grosso modo, diz-se que um processo estocástico é estacionário se suas média e variância foram constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da distância ou defasagem entre dois períodos, e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada. (Guajarati, 1995)

Para explicar o enunciado anterior, conforme Gujarati (1995), admite-se que Y, seja uma série temporal estocástica com as propriedades a seguir definidas:

Média: $E(Y) = \mu$ (09)

Variância: $var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \delta^2$ (10)

Covariância: $\gamma_k = E[Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$ (11)

Conforme Fava (1999), as duas primeiras condições (equações 09 e 10) indicam que a média e a variância de Y(t) são invariantes no tempo. A terceira condição (equação 11) impõe que as autocovariâncias não dependem do tempo; elas variam apenas em relação à distância (k) que separa as duas observações consideradas.

Para saber se uma série é ou não estacionária, um dos métodos mais simples é a análise do correlograma, que pode ser descrito como uma representação gráfica das autocorrelações de uma série de dados, assim como os testes de raiz unitária.

2.2.5 – Teste de raiz unitária

De acordo com Fava e Cati (1995) a discussão sobre a existência de raiz unitária nas séries econômicas reside no debate sobre a estacionariedade ou não da série, sendo que grande parte dos dados utilizados na análise empírica em economia é em forma de séries temporais.

De acordo com Gujarati (2000) uma série com tendência estocástica se diferencia de outra com tendência determinística, pois as mudanças na mesma deixam de ter um caráter transitório e passam a ter um caráter permanente.

> A presença de uma tendência estocástica implica que flutuações em uma série temporal são resultado de choques, não somente no comportamento transitório ou cíclico, mas também no componente de tendência. (Gujarati, 2000)

Assim, conforme Pereira (1988) e Perron et al. (1995) apud Cunha (2001) determinar se há ou não a presença de raiz unitária em uma série é relevante para a economia, pois, auxilia no processo de averiguação de várias teorias, sendo que

uma das aplicações dessa análise é a verificação da passividade de políticas econômicas. Além disso, a presença de raiz unitária pode ser utilizada como um indicativo de que os agentes econômicos possuem um comportamento racional, utilizando todas as informações disponíveis.

A utilização de modelos de regressão de séries temporais não estacionárias gerou um problema que se convencionou denominar de regressão espúria, ou seja, quando a regressão resulta em um R^2 alto, sem que haja uma relação significativa entre as variáveis que se deseja testar (Harris,1995, apud Cunha, 2001). Isto ocorre devido ao fato de que a presença de uma tendência, crescente ou decrescente, em ambas as séries leva a uma alto valor de R^2, mas não necessariamente a uma verdadeira correlação entre as séries. (Gujarati, 2000).

> Nesse contexto, a importância da análise de cointegração surge de seu uso para aquelas séries econômicas não estacionárias. Basicamente, a presença de raiz unitária na série temporal conduz a resultados viesados, invalidando os pressupostos da estatística clássica de que a média e a variância são constantes ao longo do tempo, e, com isto, mascarando o relacionamento entre duas, ou mais, variáveis. "...Assim, quando uma série econômica apresentar uma tendência estocástica, tornar-se-á estacionária após a aplicação de uma ou mais diferenças, pois terá pelo menos uma raiz unitária, no entanto, ao se remover a tendência, elementos de longo prazo entre as variáveis são eliminados". (Cunha, 2001)

O teste de raiz unitária tem por finalidade precípua verificar se uma série temporal é estacionária em nível ou se torna estacionária nas diferenças. Dos diversos testes encontrados na literatura, optou-se, neste trabalho pela utilização de dois tipos de teste: o Dickey e Fuller Aumentado (ADF) e o teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS).

O teste de Dickey e Fuller Aumentado (ADF) envolve a estimação da equação pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e, posteriormente, testa a hipótese de presença de raiz unitária.

Teste de Dickey e Fuller Aumentado (ADF)

$$\Delta Y_t = \alpha + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \omega_t \Delta Y_{t-1} + \gamma T + \varepsilon_t \qquad (13)$$

Em que:

α é o termo constante;

ΔY_t é a série Y_t na primeira diferença;

Y_{t-1} é a série Y_t defasada em um período;

ε_t é o ruído branco; e

T é a tendência determinística

Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992) sugeriram um teste, conhecido como KPSS, cuja principal característica é a inversão das hipóteses em teste, isto é, a hipótese nula assume que a série é estacionária e sob a hipótese alternativa, a série é integrada de ordem um. A estatística do KPSS é baseada nos resíduos da regressão de MQO.

2.3 – Fonte de Dados

As variáveis utilizadas neste trabalho são os valores mensais de setembro de 1994 a dezembro de 2005, coletados junto ao IPEADATA (http:www.ipeadata.gov.br), e são os seguintes:

- Inflação - IGP-M - (% a.m.) - FGV/Conj. Econômica - IGP12_IGPMG12;
- IPA-OG - grupo I: produtos agrícolas - índice mensal – FGV/Conj. Econômica – (Obs.: Compreende animais e derivados, cereais e grãos, fibras vegetais, lavouras para exportação, legumes e frutas, oleaginosas, raízes e tubérculos, e outros);
- IPA-OG - grupo II: produtos industriais – índice mensal – FGV/Conj. Econômica – (Obs.: Compreende indústria extrativa mineral e indústria de transformação).

3. RESULTADOS E DISCUSSÕES

3.1 – Análise dos Índices Inflacionários Pós Plano Real

Conforme Gasques, et al. (2004), no período da inflação alta, pré-Plano Real, a agricultura enfrentava um problema básico que impedia seu crescimento: seus compromissos financeiros eram calculados de acordo com a taxa de inflação (através da correção monetária), no entanto sua receita era dada pelos preços de seus produtos, que, não só individualmente, mas também em seu conjunto, não acompanhavam necessariamente o crescimento inflacionário.

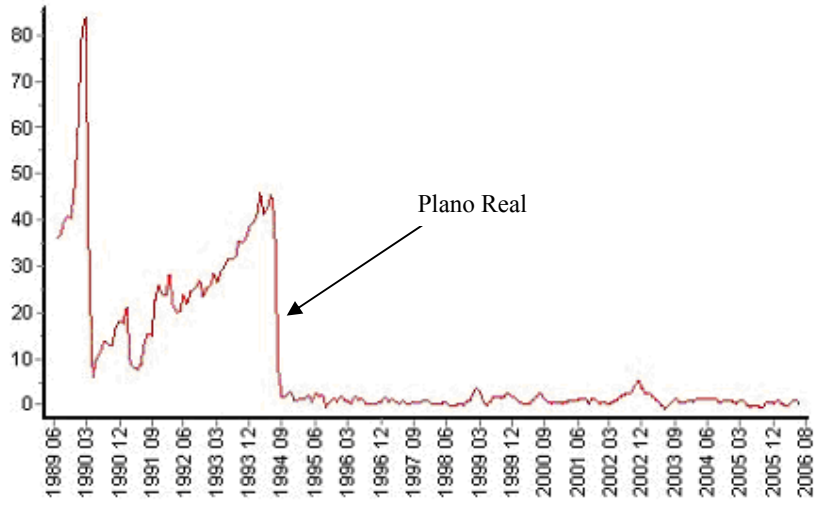
O processo hiperinflacionário ocorrido após a ruína do Plano Cruzado levou o Governo Federal a lançar uma série de planos de estabilização na década de 80, normalmente ancorados em fortes intervenções estatais e congelamentos de preços. Esta recente estabilização da economia proporciona condições para a realização de uma série de estudos sobre seus efeitos macro e microeconômicos; o que não era possível quando o Brasil convivia com inflação crônica, perseguindo incessantemente a estabilidade por meio de uma série de "pacotes e planos econômicos" quer ortodoxos, quer heterodoxos, a maioria com sucesso passageiro, ou mesmo sem nenhum sucesso.

O insucesso desses Planos provocou, invariavelmente, a um retorno dos investidores ao mercado financeiro, tendo como conseqüência a derrocada dos preços agrícolas e da terra para agricultura, desencadeando um processo de

endividamento na agricultura, motivo pelo qual o PIB agrícola apresentou um baixíssimo crescimento no período compreendido entre o final da década de 80 e até meados da década de 90. (Gasques, et al., 2004)

> No entanto, após a implantação do Plano Real, é possível verificar a abrupta queda da inflação, bem como a manutenção de seus índices por mais de dez anos, em patamares mínimos, comparando-se aos alcançados na década de 80, por exemplo.

Figura 2 - IGP-M - Pré e Pós Plano Real – 1989 a 2005



Fonte: IPEADATA

Depois da liberalização financeira e comercial ocorrida no início dos anos 90, o Plano Real favoreceu uma redução radical da taxa de inflação, mudando o panorama da incerteza e criando condições para avaliações e planejamentos mais seguros. Pode-se destacar que a inflação caiu do patamar anual de mais de 5.000% em junho 1994 para apenas um dígito, em torno de 4% em meados de 1998. Sem a inflação, a renda real brasileira passou a crescer substancialmente, enquanto que a redução do nível de incerteza favoreceu o aquecimento da atividade econômica. (Fernandes e Toro, 2005)

O Plano Real teve características diferentes dos planos anteriores, devido ao fato deste não ter sido apenas um plano de estabilização, desta forma, evitou-se o congelamento e o tabelamento de preços, experiências que se revelaram negativas no passado, que embora populares, redundavam em escassez de alimentos e em mais inflação. (Levy, 2004)

A estabilização macroeconômica, consolidada em 1995, passou a trazer benefícios para a agricultura, começando pela própria derrubada da inflação e o conseqüente abandono da sempre temida correção monetária no crédito rural. A agricultura, especialmente os setores exportadores, passou também a contar com recursos externos, a taxas menores que as domésticas, também resultado da estabilização. (Rezende, 2000)

O que mais marcou a atuação do governo de 1995 em diante, além da tentativa de solução do problema da dívida agrícola — que, como recentemente se revelou, continua um problema em aberto — foi a reforma da política de preços mínimos e a reorientação do crédito rural para a agricultura familiar (PRONAF). Conforme Rezende (2000), no caso da política de preços mínimos, as mudanças visaram à obtenção da garantia de preços de maneira consistente com a economia aberta, de um lado, e de outro, com o financiamento privado da estocagem. Essas reformas, além disso, visaram reduzir as despesas públicas com a garantia dos preços mínimos, tornando-a assim mais viável.

Com a desindexação, diminuiu muito o impacto inflacionário da elevação dos preços agrícolas, o que tornou o governo menos preocupado com o "abastecimento" e, portanto, com a formação de estoques. Além disso, o acesso mais livre às importações, graças à abertura comercial, e a redução dos preços dos produtos importados, devido à valorização cambial, diminuíam o papel estratégico da produção doméstica. (Rezende, 2000)

Diferentemente dos demais planos, o Plano Real conseguiu acabar com a inflação, permitindo que a agricultura se livrasse do ônus de ter de operar no ambiente macroeconômico anterior, onde arcava com compromissos financeiros presos à taxa geral de inflação, mas não tendo como os preços dos seus produtos individuais acompanhar, necessariamente, a alta geral de preços. (Gasques, et al., 2004)

> "É importante ressalvar, entretanto, que, se por um lado a agricultura se beneficiou do sucesso do combate à inflação, por outro lado ela teve de se defrontar com uma política cambial desvantajosa, já que a taxa de câmbio era mantida valorizada. Como se isso não bastasse, ocorreu um aumento da abertura comercial e a desregulamentação de setores importantes". (Gasques, et al., 2004)

A evolução dos índices de preços no período estudado (SET/94 a DEZ/05) reflete claramente os efeitos da estabilização da economia, com a desaceleração do crescimento do nível geral de preços, iniciado com a implementação do Plano Real em junho de 1994, observando a Tabela 1 é possível verificar a que o IGP-M saltou de uma média de 28,08% ao mês para apenas 0,89%, após o Plano Real, representando uma redução de 27,19 pontos percentuais entre as médias dos dois períodos.

Tabela 1 – Quadro comparativo dos índices de inflação nos períodos de JUL/89-DEZ/94 e SET/94-DEZ/05

Pré Plano Real (JUL/89-DEZ/94)			Pós Plano Real (SET/94-DEZ/05)		
IGP-M	IPA-OG-1	IPA-OG-2	IGP-M	IPA-OG-1	IPA-OG-2

Média	28.08	28.16	27.54	0.89	1.02	0.88
Mediana	25.62	25.98	25.77	0.72	0.69	0.55
Máximo	83.95	87.29	81.407	5.19	9.12	7.04
Mínimo	5.93	3.88	-0.018	-1.00	-9.57	-1.20
Desvio	15.66	16.44	16.73	0.95	2.66	1.17

Fonte: IPEADATA/Resultado da pesquisa

Destaca-se, ainda, na Tabela 1, que o valor mensal médio dos índices de preços agrícolas (IPA-OG-1) no período de 1989 a 1994 era de 28,16% caindo para apenas 1,02% no período imediatamente posterior à implantação do plano de estabilização. Observação semelhante pode ser feita em relação ao valor mensal médio dos índices de preços industriais (IPA-OG-2) que passou de 27,54% no período pré Plano Real, chegando a apenas 0,88% no período pós Real.

3.2 – Análise do Modelo Econométrico

O teste de raiz unitária tem por objetivo verificar se as séries temporais em estudo são estacionárias em nível ou se tornam estacionárias nas diferenças, sendo um instrumento menos subjetivo em relação à análise visual do correlograma ou mesmo do gráfico de evolução das séries. Assim, dentre os diversos tipos de testes encontrados na literatura, optou-se pela utilização dos testes Dickey-Fuller aumentado (ADF) e o Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), os quais foram estimados para as séries mensais sem intercepto e sem tendência e em nível.

Tabela 2 - Teste de Raiz Unitária para IGP-M, IPA-OG-Grupo I e IPA-OG-Grupo II no período de SET/94 a DEZ/2005

Índice	ADF	KPSS
IGP-M	-5.065946	0.095116
Valores críticos – 1%	-3.479281	0.739000
IPA-OG-1	-8.182179	0.128324
Valores críticos – 1%	-3.479281	0.739000
IPA-OG-2	-4.656805	0.161509
Valores críticos – 1%	-3.479281	0.739000

Fonte: Resultado da pesquisa

O resultado da análise do teste de raiz unitária para as três séries: IPA-OG-1; IPA-OG-2; e IGP-M, em nível, é apresentado na Tabela 2. Verificou-se a rejeição da hipótese nula de que a série tem raiz unitária, para o Teste ADF, demonstrando que as séries são todas estacionárias em nível.

Resultados idênticos foram obtidos no teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), Tabela 2, onde a aceitação da hipótese nula confirmou a estacionariedade, em nível, das três séries em estudo.

A Tabela 3 exibe os resultados da regressão estimada para Índice Geral de Preços em função dos Preços agrícolas e industriais, ambos defasados em um período. Reportam-se a seguir os resultados obtidos.

Tabela 3 – Resultado da regressão para análise da transmissão de preço do IPA-OG-1 e IPA-OG-2 para IGP-M no período de SET/94 a DEZ/05

VARIÁVEL	COEFICIENTES		ERRO PADRÃO	T
C	0.200450	***	0.059269	3.382027
Industria	0.292091	***	0.035760	8.168000
Industria(-1)	0.255508	***	0.035125	7.274217
P_agric	0.164991	***	0.012185	13.54019
P_agric (-1)	0.028399	**	0.011968	2.372903
AR(1) [2]	0.435109	***	0.081849	5.315988
R^2	0.893604		Estatística F	215.0114
R^2 ajustado	0.889448			
Durbin-Watson	2.092817			

Fonte: Resultado da pesquisa
Significativos a ***1% e **5%

Observa-se na Tabela 3 os coeficientes de regressão estatisticamente significativos a 1 e 5%. O valor do coeficiente R^2 obtido é igual a 0,89, indicando

[2] Conforme HILL et al.(2003), dada a possibilidade de existirem erros correlacionados, questiona-se como levar em conta essa correlação ao se construir um modelo econométrico, dado que a suposição $cov(e_t, e^s)=0$ não ser mais válida. Uma das formas – e a mais comum – de descrever como os erros estão correlacionados é o modelo auto-regressivo de primeira ordem, ou, simplesmente, AR(1). Neste modelo, e_t, depende do seu valor antecedente e_{t-1}, mais uma outra componente aleatória que não seja correlacionada ao longo do tempo e que tenha média zero e variância constante.

que o modelo em teste explica em 89% que a formação do Índice Geral de Preços é influenciada pelos índices IPA-OG-1 e IPA-OG-2. A estatística Durbin-Watson–DW, igual a 2,09 demonstra que os erros do modelo não são autocorrelacionados, e o resultado da estatística F demonstra que pelo menos um dos parâmetros é diferente de zero. Com os resultados obtidos é possível afirmar que o modelo em estudo apresentou resultado robusto.

Verifica-se também que IGP-M é composto em 54% pelos preços industrias e 19% por preços agrícolas. O percentual restante, 27%, diz respeito a outras variáveis não especificadas neste modelo, o que evidencia que os preços agrícolas não são responsáveis pela manutenção dos altos índices de inflação, por representarem menos de 20% do IGP-M.

A respeito da transmissão dos preços industriais e agrícolas para o IGP-M, conforme pode se observar na Tabela 4 ocorre em dois períodos. No caso dos preços industriais, 29% da transmissão ocorre no primeiro período (t_0) e 25% em um período defasado (t_{-1}), totalizando 54%. Por outro lado, nos preços agrícolas, a transmissão ocorre quase que instantaneamente, sendo que 16,49% da transmissão ocorre no primeiro período (t_0) e apenas 2,83% no período defasado (t_{-1}), num total de apenas 19%. Desta forma se conclui que as alterações, tanto nos preços agrícolas, quanto nos preços industriais são rapidamente repassadas ao IGP-M, porém em uma proporção bem maior no sentido - preços industrias/IGP.

Tabela 4 – Elasticidade de transmissão de inflação no período de SET/94 a DEZ/2005

PERÍODO	ELASTICIDADE t_0	ELASTICIDADE t_{-1}
Industria	0,288467643	0,252338451
P_agric	0,188464075	0,032439292

Fonte: Resultado da pesquisa

O Teste Wald foi utilizado para verificar se a transmissão dos preços agrícolas e industrias para o Índice Geral de Preços se dava de maneira completa ou incompleta, obtendo-se os resultados observados na Tabela 5.

Tabela 5 -Teste Wald para detecção de repasse integral dos índices IPA-OG-1 e IPA-OG-2 para IGP-M no período de SET/94 a DEZ/2005

INFLAÇÃO	ESTAT. F	ESTAT. DO TESTE
Preços agrícolas	1833.458	-0.806610
Preços industriais	113.6009	-0.452401

Fonte: Resultado da pesquisa

Observando-se a estatística do teste Wald (valores menores que um) é possível constatar a rejeição da hipótese nula para a transmissão integral dos índices de preços agrícolas e industriais para o índice Geral de Preços. Diante dos resultados obtidos é possível afirmar que a transmissão dos preços agrícolas, assim como a transmissão dos preços industriais para o Índice Geral de Preços se dá de forma incompleta.

Comparando-se os resultados da pesquisa realizada por Patrízia R. Abdallah em 1991 (período anterior à implementação do Plano Real) com os resultados obtidos nesta pesquisa, utilizando dados do período de 1994-2005, é possível verificar que os preços agrícolas continuam não sendo responsáveis pelos aumentos na inflação.

A seguir, conforme Tabela 6 será feito um comparativo entre os resultados das elasticidades de transmissão de inflação para os dois períodos de estudo: anterior e posterior ao Plano Real.

Tabela 6 – Quadro comparativo entre os resultados das pesquisas realizadas nos períodos pré e pós Plano Real

1967-1987		1994-2005	
VARIÁVEL	COEFICIENTE	VARIÁVEL	COEFICIENTE
Indústria	0,78	Indústria	0,54
P_agric	0,22	P_agric	0,19

Fonte: Resultado da pesquisa

De acordo com os dois modelos apresentados, os preços industriais apresentam maior representatividade na composição dos índices globais de preços, na proporção de 78% na pesquisa anterior ao Plano Real e 54% na pesquisa realizada após o Plano Real, demonstrando que os preços industriais possuem maior peso na composição dos índices globais de preços que os preços agrícolas.

4. RESUMO E CONCLUSÃO

Buscou-se com este trabalho alcançar um melhor entendimento do processo inflacionário no Brasil, entre os anos de 1994 e 2005, pós Plano Real, enfatizando o comportamento da inflação agrícola e avaliando seus efeitos relevantes na economia, especialmente no que diz respeito ao impacto dos preços agrícolas e industriais sobre o IGP-M, verificando, ainda, a magnitude da influência dos preços agrícolas em relação ao IGP e a possibilidade da agricultura ser responsável pela manutenção da inflação.

Vários são os estudos que buscam desmistificar o processo inflacionário brasileiro. Inicialmente identificou-se a tradicional linha monetarista, que, conforme Abdallah (1991), julga o processo inflacionário como sendo resultado do crescimento mais rápido da oferta de moeda em relação à demanda monetária, justificada pela incapacidade governamental de cobrir seus gastos com tributos ou com a emissão de títulos.

De outro lado, tem-se a corrente estruturalista, que classifica o processo inflacionário como conseqüência do padrão de desenvolvimento adotado pelo país no pós II Guerra, baseado na promoção do setor industrial, levando o país a criar uma estrutura produtiva que não se adequou à dinâmica da demanda agregada e é justamente nesse sentido que essa corrente de pensamento atribui ao setor agrícola a responsabilidade pelo processo inflacionário.

O Plano Real, implantado a partir de 1994 inaugurou um período de grande queda nos índices de inflação por que passava o país nos últimos 30 anos. Como foi implantado a partir de julho ainda é possível verificar resquícios de inflação elevada no ano de 1994, contudo ao se verificar os resultados a partir de 1995, observa-se uma vertiginosa queda nos índices.

Os resultados obtidos neste trabalho confirmam a dissertação de Abdallah (1991) onde a autora afirma que "não há razão para atribuir ao setor agrícola a culpa maior pela inflação brasileira" já que ficou comprovado que os produtos agrícolas exerceram uma contribuição fundamental no processo de estabilização dos preços, sendo responsáveis exatamente pela manutenção do equilíbrio inflacionário.

Finalmente, um outro enfoque que merece ser analisado em um trabalho futuro pode ser a determinação da influência da taxa de câmbio nos preços agrícolas, observando o comportamento dos índices de preços nos mercados doméstico e internacional.

5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABDALLAH, Patrízia R. **Agricultura e propagação inflacionária**. 1991. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais.

BACHA, E. **Introdução à macroeconomia: uma perspectiva brasileira**. Rio de Janeiro: Campus, 1982.

BITTENCOURT, Mario V. L. e SAMPAIO, Armando V. **Estabilização econômica e as mudanças nos preços relativos agrícolas e industriais**. Curitiba, CMDE/UFPR 2000. disponível on-line em HTML http://www.economia.ufpr.br/publica/textos/2000/ txt0900%20Mauricio%20B %20e%20Armando%20S%20Estabiliza%E7%E3o.doc. acesso em 10/05/2006.

CONTADOR, C. R. Crescimento econômico e o combate à inflação. **Revista Brasileira de Economia**, 31(1): 131-169 jan-mar, 1977.

CUNHA, Marina S. **Raiz unitária e cointegração: três aplicações (2001).** Disponível on-line em http:// www.unb.br/face/eco/textos/cointegracao.pdf, acesso em 02/06/06.

FAVA, Vera Lucia e CATI, R.C. Mudanças no comportamento do PIB Brasileiro: uma abordagem econométrica. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 25(2), agosto, 1995.

FAVA, Vera Lucia, in EQUIPE DE PROFESSORES DA USP - **Manual de Econometria: nível intermediário**. São Paulo: Editora Atlas, 1999.

FERNANDES, Marcelo e TORO, Juan. O mecanismo de transmissão monetária na economia brasileira pós-plano Real. **Revista Brasileira de Economia**, vol 59, nº 1.. Rio de Janeiro, 2005.

FONTES, R. M. O. (Org.). **Inflação Brasileira**. 1. ed. Viçosa: Imprensa Universitária, 1993. 231 p.

GASQUES, José Garcia (Coord.); REZENDE, Gervásio C.; VILA VERDE, Carlos M.; CONCEIÇÃO, Junia C. P. R. da; CARVALHO, João C. de S.; SALERMO, Mario S. **Desempenho e crescimento do agronegócio no Brasil**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA. Brasília, 2004.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 3a ed., 2000.

HARRIS, R.I.D. **Using cointegration analysis in econometric modelling**. London, 1995, 176p.

HILL, R. Carter; GRIFFITHS, William E. e JUDGE, George G.; tradução de Alfredo de Farias. **Econometria**. 2º ed. – São Paulo, Saraiva, 2003.

HOMEM DE MELO, F. **Prioridade agrícola: sucesso ou fracasso**. São Paulo. Editora Pioneira, 1985.

KWIATKOWSKI, D., P. C. B. PHILLIPS, P. SCHMIDT, and Y. SHIN (1992), **Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?**, Journal of Econometrics, 54, 159-178.

LARA REZENDE, A. & LOPES, F. L. Sobre as causas da recente aceleração inflacionária. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 11 (3): 599-616, dez. 11985.

LENGRUBER, A. C. a inflação brasileira e a controvérsia sobre a aceleração inflacionária. **Revista Brasileira de Economia**, 27(4): 31-50, out/dez. 1973.

LEVY, C. **Bisoto e Cano avaliam 10 anos de Plano Real**. Jornal da Unicamp, São Paulo, Ed. 529, jul/ago, 2004.

_____. Inflação: o modelo da realimentação e o modelo da aceleração. **Revista Brasileira de Economia**. 28(3): 35-56, jul-set. 1974.

MARGARIDO, Mario A. **Análise da dinâmica de transmissão de preços agrícolas internacionais para preços agrícolas domésticos no Brasil**. Disponível on-line http://www.nuca.ie.ufrj.br/infosucro/biblioteca/agricultura/__margarido_analise.doc. Acesso em 10/05/2006.

MARQUES, Maria S. B. Uma resenha das teorias de inflação. Revista Brasileira de economia, 41 (1): 185-223, abr-jun. 1987.

MODIANO, E. M. **A dinâmica de salários e preços na economia brasileira**. 1966/1981. Pesquisa e Planejamento Econômico, 13(1): 39-68, abr. 1983.

PASTORE, A. **A resposta da produção agrícola a preços no Brasil**. FEA/USP. São Paulo. SP, 1968.

PEREIRA, P. L. V. Cointegração: Uma resenha com aplicações a séries brasileiras. **Revista de Econometria**, v.8, n.2, 1988.

PERRON, P.; CATI, R.C. & GARCIA, M. G. P. Unit roots in the presence of abrupt governamental interventions with an application to Brazilian data. **Texto para discussão n. 349**. Departamento de Economia PUC-RIO, dez., 1995.

REZENDE, GERVASIO C. **Política de preços mínimos na década de 90: dos velhos aos novos instrumentos**. Texto para discussão nº 740. IPEA, 2000. Disponível on-line no site http://www.ipea.gov.br/pub/td/2000/td_0740.pdf. Acesso em 01/08/2006.

SANTANA, A. C. . **Métodos quantitativos em economia: elementos e aplicações**. 1. ed. Belém: UFRA, 2003.

SIMONSEN, M. H. **A inflação brasileira: lições e perspectivas**. Revista de Economia Política 2(4): 15-30. 1985.

TEIXEIRA, Erly C. e SANATANA, A. C. **Política macroeconômica e inflação na agricultura**. In TEIXEIRA, E. C. (Ed.) Desenvolvimento agrícola na década de 90 e no século XXI. Viçosa, UFV, 1993.