

ÁREA DE INTERESSE: 06
CÓDIGO DO JEL: J 58

**IMPACTOS DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE OS NÍVEIS DE EMPREGO NO BRASIL PÓS-PLANO
REAL: UMA ABORADAGEM QUANTITATIVA**

Marilza Pereira Valentine
Universidade Federal da Paraíba
Professora do Departamento de Estatística
mpvalentine@ig.com.br

Erik Alencar de Figueiredo
Universidade Federal da Paraíba
Programa de Pós-Graduação em Economia
PPGE/UFPB
erik_cme@yahoo.com.br

Sinézio Fernandes Maia
Universidade Federal da Paraíba
Programa de Pós-Graduação em Economia
PPGE/UFPB
sinezio@ccsa.ufpb.br

Adriano Nascimento da Paixão
Universidade Federal de Pernambuco
Programa de Pós-Graduação em Economia
PIMES/UFPE
anpaixao@hotmail.com

IMPACTOS DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE OS NÍVEIS DE EMPREGO NO BRASIL PÓS-PLANO REAL: UMA ABORDAGEM QUANTITATIVA

Resumo: *A estratégia de geração de empregos tem assumido grande relevância nos últimos anos dadas as transformações ocorridas na economia brasileira (abertura comercial e financeira, mudança tecnológica e programas macroeconômicos) e seus impactos não negligenciáveis sobre o mercado de trabalho. Nesse novo contexto, a manipulação dos instrumentos de demanda agregada e de atuação direta sobre o mercado de trabalho (redução da jornada de trabalho, qualificação da mão-de-obra e principalmente a reformulação das relações trabalhistas), constituem um mix de geração direta e incentivos indiretos à absorção de mão-de-obra. No entanto, para alguns autores, as políticas de articulação dos instrumentos de demanda agregada (onde encontra-se inserida a moeda), vêm modificando seus efeitos sobre as variáveis reais da economia. Essa constatação veio reforçar a controvérsia existente na teoria econômica a respeito do papel anti-cíclico da moeda, acenando com a possibilidade de que, no caso da rejeição de sua neutralidade frente o nível de emprego, seus efeitos tenham se tornado ambíguos, no que tange a manipulação dos níveis de emprego. Utilizando um instrumental econométrico, esse estudo propôs investigar tais características a partir de um teste para o teorema da neutralidade da moeda. Para tanto, utilizam-se as séries macroeconômicas mensais brasileiras compreendendo o período de agosto de 1994 a dezembro de 2002. Os resultados apontaram a não neutralidade da moeda frente aos níveis de emprego e desemprego da economia.*

Palavras-chave: Teorema da neutralidade da moeda; emprego e quebra estrutural, e; VAR.

ABSTRACT: The strategy of generation of employments has assumed relevance in the last years due the transformations happened in the Brazilian economy (globalization, technological change and macroeconomic program) and its impacts affected the labor market. In this new context, the manipulation of the instruments of demand and of the control of labor ket performance (reduction on of the work day, qualification of the labor, etc), constitute a mix of direct generation and indirect incentives to the labor absorption. However, for some authors, the politics of articulation of the instruments of joined demand, they come modifying its effects on the real variables of the economy. That verification came to reinforce the existent controversy in the economic theory regarding the role of the money, waiving with the possibility that, in the case of the reject of its neutrality on the employment level, its effects have turned ambiguous, in what it plays the manipulation of the employment levels. Using an instrumental econometric, this paper intended to investigate such characteristics starting from a test for the theorem of the neutrality of the money. For this, the Brazilian macroeconomic monthly series are used understanding the from August of 1994 to December of 2002 were used. The results show that money is not neutral regarding to the levels of employment

Keys-Words: Employment, Unemployment, Structural Break, Time Series, VAR.

IMPACTOS DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE OS NÍVEIS DE EMPREGO NO BRASIL PÓS-PLANO REAL: ANÁLISE EXPLORATÓRIA UTILIZANDO VAR

1. Introdução

A economia brasileira foi submetida a profundas modificações em tempos recentes. Os processos de abertura comercial, mudança tecnológica, privatização e estabilização do nível de preços vêm produzindo efeitos não negligenciáveis sobre o setor produtivo, cada vez mais direcionado para os critérios de eficiência e competitividade. Tais transformações contribuíram de forma decisiva para a redução da capacidade de absorção de mão-de-obra do setor industrial¹, e, aumentaram o grau de informalidade e precarização dos postos de trabalho².

Sob esse panorama, a questão da geração de empregos constituiu-se no maior desafio brasileiro nos últimos anos. Em uma investigação voltada para o comportamento do mercado de trabalho brasileiro na década de noventa, Ramos e Reis (1997, p. 11), destacaram dois instrumentos de criação de emprego: o primeiro voltado para a estratégia de demanda agregada, e, o segundo que busca atuar diretamente sobre as variáveis do mercado de trabalho. Para esses autores, o primeiro instrumento vem cada vez mais perdendo espaço (no que tange sua estratégia expansionista), pois, dada a crise hiperinflacionária pela qual passou a economia brasileira em tempos recentes, a estratégia de crescimento requer não o aumento dos gastos públicos (ou a emissão de moeda) mas sim o equacionamento do desequilíbrio do setor público. Essa constatação sinalizou com a possibilidade de uma reversão das expectativas dos agentes econômicos frente a postura dos gestores de política macroeconômica.

Tal característica do mercado de trabalho lançou uma maior dúvida quanto à influência da política monetária sobre as variáveis reais da economia, em particular sobre os níveis de emprego e desemprego. De fato, essa discussão constituiu uma das questões mais controversas em teoria econômica. Para a teoria novo-clássica, por exemplo, as políticas de cunho monetário são totalmente inócuas frente ao produto real e o nível de emprego (teorema da neutralidade da moeda)³. Alternativamente, a teoria novo-keynesiana estimula o manejo dos instrumentos de controle da demanda agregada (na qual a moeda se encontra inserida), o que, dado os fatores de rigidez nominal e real possibilitariam a manipulação dos níveis de produto e emprego. A observação dessas constatações tomou lugar central na motivação desse estudo, pois, a negação do teorema da neutralidade da moeda, pode, não necessariamente, implicar na aceitação da eficiência desse agregado em promover a estabilização do emprego (tal como advoga a teoria novo-keynesiana).

Direcionando o foco de discussão para a estratégia empírica do estudo, espera-se, no caso da aceitação do teorema novo-clássico, que as trajetórias das séries macroeconômicas do emprego e desemprego apresentem uma tendência determinista e que os choques, ou melhor, a atuação de políticas monetárias anti-cíclicas, produzam apenas efeitos transitórios sobre sua trajetória. Isso equivale a afirmar que durante um pequeno lapso de tempo a série de (des)emprego, submetida a uma inovação (um choque), flutuará em torno de sua taxa natural retornando, logo após, à sua trajetória de equilíbrio. Dessa forma, a moeda, dada a tendência

¹ Existe uma controvérsia quanto a intensidade do papel da mudança tecnológica e da abertura comercial sobre a queda da demanda por mão-de-obra (em especial de baixa qualificação). Para alguns pesquisadores a queda na demanda é causada, primordialmente, pela mudança tecnológica havendo pouca influência da abertura comercial [veja Berman *et al.* (1998) e Desjonqueres *et al.* (1999)]. Para outros a abertura comercial possui grande relevância nesse processo [veja Sachs e Shatz (1994) e Haskel e Slanghter (1999)].

² Para uma melhor discussão veja Ramos e Reis (1997).

³ Para uma boa demonstração dos resultados do teorema novo-clássico da neutralidade da moeda, destacando-se as pequenas variações no nível de emprego decorrentes do problema da extração do sinal, políticas de combate à inflação e dos salários justapostos veja os capítulos X e XI de Simonsen (1983).

determinista das variáveis, não produziram efeito real mesmo no curto prazo. Tem-se como hipótese alternativa, a caracterização da tendência estocástica dessas mesmas séries, ou seja, que as inovações possuam efeito persistente, porém, dado o recente ambiente macroeconômico brasileiro, sem a comprovação de eficiência vislumbrada pela teoria novo-keynesiana.

Para testar tais características o estudo utilizará três instrumentais estatísticos: a) o teste de raiz unitária considerando quebras estruturais, como forma de identificar o comportamento da função de tendência das séries macroeconômicas (determinista ou estocástica); b) a medida de persistência não paramétrica de Cochrane, como forma de captar o “tamanho” do componente de *random walk* presente nas séries de emprego e desemprego, e; c) a metodologia de autoregressão vetorial, que através das funções de resposta a impulso indicará a trajetória seguida pelas séries dado um choque monetário.

Sendo assim, tem-se como objetivo principal testar as conclusões do teorema da neutralidade da moeda, observando o comportamento da função tendência e o grau de persistência do impacto de variações na moeda sobre os níveis de (des)emprego⁴ e preços no Brasil pós-Plano Real. Para a realização desses objetivos, o trabalho encontra-se dividido em quatro seções além dessa introdução. Na segunda seção faz-se a apresentação da revisão de literatura e do modelo teórico utilizado pelo estudo, enfatizando a importância do debate em torno da presença de raiz unitária nas séries temporais e da persistência dos choques, para as conclusões teóricas na macroeconomia moderna. A terceira seção apresentará toda a estratégia empírica do estudo, destacando-se, os testes de estacionaridade que consideram a presença de quebra estrutural, a medida de persistência de Cochrane (1988) e o modelo de autoregressão vetorial. Na quarta seção serão apresentados os resultados e na quinta as considerações finais.

2. Revisão de Literatura e Abordagem Teórica

O debate em torno da presença de raiz unitária nas séries temporais tem tomado lugar central na macroeconomia moderna. Não obstante à sua importância em relação aos comportamentos espúrios [veja Granger e Newbold (1974)], e as relações de co-integração [veja Johansen e Juselius (1990) e Engle e Granger (1991)], a identificação da ordem de integração das variáveis assume grande relevância nos âmbitos teóricos e empíricos em estudos macroeconômicos.

A teoria dos ciclos reais de negócios, por exemplo, admite que as flutuações do produto e emprego decorrem, principalmente, de inovações tecnológicas e da chamada substituição intertemporal do trabalho⁵. De acordo com essa teoria, as flutuações econômicas seriam curtas e estacionárias em torno de sua taxa natural, o que corresponderia, em séries temporais, a um processo de tendência determinista. Alternativamente, a teoria novo-keynesiana, amparada na hipótese das imperfeições de mercado, admite que os choques de demanda, possuem efeitos permanentes sobre as variáveis reais (ROMER, 1996, p. 175), o que equivaleria, em séries temporais, a um processo de tendência estocástica.

Esse tipo de discussão (onde, associa-se o tipo de tendência das séries econômicas às conclusões teóricas), tem tomado espaço considerável na literatura econômica. Em um trabalho pioneiro, Nelson e Plosser (1982), analisaram várias séries da economia norte-americana a partir do teste de estacionaridade desenvolvido por Dickey e Fuller (1979 e 1981)⁶. Seus resultados

⁴ Os modelos serão dois, de forma a testar os níveis de emprego (modelo A) e desemprego (modelo B) a partir de um choque monetário.

⁵ Para uma discussão sobre a teoria dos ciclos reais de negócios veja Prescott (1986), e, sobre o papel específico da substituição intertemporal do trabalho veja Lucas e Rapping (1969).

⁶ Perron (1989), criticou a escolha desse teste (ADF) por não considerar a presença de quebras estruturais, a partir da criação de um teste, onde, admite-se a presença de uma quebra. Ohara (1996), por sua vez, alertou para uma característica peculiar em séries econômicas: a presença de múltiplas quebras estruturais. E desenvolveu um teste alternativo, onde, tal peculiaridade é considerada.

apontaram para a não rejeição da hipótese nula do teste de raiz unitária indicando a existência de componentes permanentes nas flutuações dessas séries, e, por conseguinte, trazendo importantes implicações para a teoria dos ciclos reais de negócios.

Partindo dessa constatação, Campbell e Mankiw (1987), propuseram uma alternativa para a mensuração desse componente. Utilizando um processo autoregressivo de terceira ordem, os autores propuseram a seguinte questão: uma variação de 1% no PIB norte-americano no presente resultará em que percentual de variação no futuro? Caso a série apresente um comportamento estacionário a resposta será zero, caso contrário, a resposta será 1%. No entanto, seus resultados causaram certa surpresa, dada uma variação futura em torno de 1,57%.

Cochrane (1988), demonstrou que o modelo utilizado por Campbell e Mankiw (1987) possuía um viés de alta, explicando a superestimação do componente de *random walk* do PIB dos EUA, e, por sua vez, propôs uma medida de persistência alternativa a fim de captar o tamanho desse componente (mais adiante faz-se uma apresentação dessa medida).

No Brasil, esse tipo de discussão foi desenvolvido em termos de mercado de produto por Cribari Neto (1993) e Cati (1998), concluiu-se em favor da presença de persistência a choques, sendo, que esse último estudo detecta apenas no período após 1985; no mercado de trabalho destaca-se o estudo de Porsse (2000), que analisando as séries trimestrais de emprego e desemprego no período de 1986 a 1997 conclui em favor da presença de um forte componente de *random walk* nas séries estudadas.

A abordagem teórica proposta por nosso estudo aproxima-se daquela desenvolvida por Nelson e Plosser (1982), diferenciando-se, essencialmente, pelo direcionamento exclusivo para o mercado de trabalho, pela absorção das críticas de Perron (1989) e Ohara (1996) e pelas inclusões das metodologias de Cochrane (1988) e da simulação via autoregressão vetorial. Isso posto, admite-se que as séries de emprego e desemprego seguem uma trajetória de crescimento, flutuando em torno de uma tendência determinista, ou seja, de sua taxa natural. Sendo assim:

$$\Delta \ln x_t = a + b \{ \ln x_{t-1} - [\alpha + \beta(t-1)] \} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde, $\ln x_t$ corresponde ao logaritmo natural da taxa de (des)emprego; $\alpha + \beta t$ ao caminho da tendência; ε_t o erro aleatório com $E\varepsilon_t = 0$ e não correlacionado com $\ln x_{t-1} - [\alpha + \beta(t-1)]$ (vale salientar que não se considera, aqui, outras variáveis que influenciem no crescimento dessa série). O termo $\ln x_{t-1} - [\alpha + \beta(t-1)]$ é a diferença entre o logaritmo do nível de emprego e sua tendência no período $t-1$. Quando o logaritmo dessa série ficar abaixo de sua taxa natural, b se tornará negativo. Reescrevendo (1), tem-se:

$$\Delta \ln x_t = \alpha' + \beta' t + b \ln x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Onde, $\alpha' = a + b\alpha + b\beta$ e $\beta' = -b\beta$. Para testar a hipótese das flutuações em torno de uma tendência determinista frente a flutuações permanentes (tendência estocástica), estima-se (2) e testa-se a possibilidade de $b = 0$. Formalmente, nesse teste admite-se como hipótese nula o comportamento não estacionário da série $b \neq 0$, e, como alternativa a hipótese da estacionaridade $b = 0$. Deve-se observar, que no caso da não rejeição da hipótese nula (presença de raiz unitária⁷), o $\ln x_{t-1}$ pode ser representado como uma combinação dos diversos erros aleatórios não correlacionados, ou seja: $\ln x_{t-1} = \ln x_0 + (t-1)\alpha' + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \dots + \varepsilon_{t-1}$, esse comportamento faz com que os choques apresentem um componente persistente, normalmente associado na literatura econômica às imperfeições de mercado, contrariando, portanto, a hipótese das flutuações do emprego ou desemprego ao redor de sua taxa natural tal como prevê a teoria econômica.

No caso da rejeição da hipótese da neutralidade (choques persistentes), utilizar-se-á a medida de persistência de proposta por Cochrane (1988) e a metodologia de autoregressão

⁷ No apêndice A, faz-se uma associação entre a classe dos tipos de tendência e o processo de estacionaridade.

vetorial, como formas de medir o “tamanho” do componente de *random walk* e a “trajetória” tomada pelas séries de emprego e desemprego quando submetidas à inovações monetárias.

3. Estratégia Empírica

3.1. Testes de Raiz Unitária

A determinação da ordem de integração das variáveis assume grande relevância, dado que possibilita: a) a identificação do componente de tendência das séries macroeconômicas; b) a análise de correlações espúrias, e; c) a identificação de relações explosivas no processo autoregressivo. Dada uma evidência de múltiplas quebras estruturais em todas as séries do modelo (veja o apêndice B), optou-se por realizar apenas os testes de raiz unitária que as considerem tais como os testes de Perron (1989 e 1994), Franses e Haldrup (1993) e Ohara (1996).

3.1.1. Testes de Raiz Unitária Considerando Quebra Estrutural

Entende-se que uma quebra estrutural caracteriza-se por mudança, abrupta ou gradual, na inclinação ou no intercepto (bem como em ambos) da função tendência. De acordo com Perron (1989), uma quebra estrutural pode “disfarçar” a estacionaridade de uma série econômica, ou seja, a utilização de testes que não a considerem pode induzir a não aceitação da hipótese da estacionaridade de uma determinada série, quando na verdade ela não apresenta raiz unitária. Sendo assim, na presença de quebra estrutural, o teste tradicional desenvolvido por Dickey e Fuller (1979 e 1981), não seria apropriado. Essa observação constituiu uma das principais críticas ao trabalho de Nelson e Plosser (1982).

Perron (1989 e 1994) desenvolveu um método capaz de contornar essa dificuldade. Esse método tem como base a análise de intervenção desenvolvida por Box e Tiao (*apud* MILLS, 1990), considerando possível separar eventos discrepantes (aberrantes) da função de ruído, através de uma modelagem que os considere intervenções na parte determinista do modelo de série tempo, isto é, pode-se utilizar *dummies* como variáveis de entrada no modelo que está sendo estimado. Dessa forma, pode-se extrair do modelo de ruído, o que não pode ser explicado. O teste de Perron (1989, p. 1380) em sua forma de *Innovational Outlier* pode ser expresso por:

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT^* + \delta DT(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\infty} c_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Onde, $DU_t = 1$ e $DT^* = t - T_b$ se $t > T_b$ e 0 caso contrário; $DT(T_b)_t = 1$ se $t = T_b + 1$ e 0 caso contrário, e; T_b representa o instante da quebra. Os valores críticos encontram-se em Perron (1989 e 1994). No entanto, vale ressaltar, que na presença de múltiplas quebras estruturais, não só as estatísticas ADF como também o teste de Perron são inadequados. Diante dessa constatação pode-se utilizar o teste desenvolvido por Franses e Haldrup (1993). Esse teste consiste na inclusão de variáveis de intervenção do tipo *pulse*⁸ no próprio teste ADF, sendo assim:

$$\Delta X_t = \delta X_{t-1} + \sum_{i=0}^p \sum_{j=0}^k w_{ij} D^j_{t-1} + \sum_{i=1}^p \psi_i \Delta X_{t-1} + e_i \quad (4)$$

O teste é conduzido similarmente ao convencional (ADF), podendo-se incluir ainda, o termo de tendência e constante. Esse procedimento não altera a distribuição limite do ADF. Porém, deve-se observar que: a) cada variável *dumme* (D^j) incluída assume valor igual a um no

⁸ Essas variáveis P^T_t assumem valor igual a um no momento da ocorrência do evento e zero fora desse tempo. Matematicamente elas podem ser representadas por: $I_t = P^T_t$, com $P^T_t = 1$ para $t = T$ e 0 para $t \neq T$.

tempo j e zero nos demais, e; b) a inclusão de p defasagens (ΔX_{t-p}) necessariamente deve corresponder ao número de *dummies* incluídas no modelo. Em verdade, o teste de raiz unitária proposto por Franses e Haldrup apresenta-se como uma extensão do teste de Dickey e Fuller, diferenciando-se pela inclusão de variáveis de intervenção do tipo *pulse*. Porém, vale ressaltar que esse teste somente será válido caso a quebra estrutural seja do tipo *additive outlier*, ou seja, a mudança na função tendência ocorra instantaneamente (quebra abrupta). Caso contrário deve-se buscar um modelo alternativo tal como o desenvolvido por Ohara (1996)⁹.

De acordo com Ohara (1996, p. 7), pode-se utilizar três modelos para testar a estacionaridade de variáveis com presença de múltiplas quebras estruturais. No entanto, nos interessa particularmente, a equação que considera a presença de “grandes saltos” e “múltiplos pequenos saltos”, expresso pela equação (5). Para tanto, admite-se que uma série hipotética possui p quebras ($T_{b1}, T_{b2}, \dots, T_{bp}$), sendo, as frações dessas quebras ordenadas de forma crescente ($0, \lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p$).

$$y_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 t + \hat{\beta}_2^* DU_t(\lambda_1) + \hat{\beta}_3^* DU_t(\lambda_2) + \dots + \hat{\beta}_p^* DU_t(\lambda_p) + \hat{\beta}_2^* DT_t(\lambda_1) + \hat{\beta}_3^* DT_t(\lambda_2) + \dots + \hat{\beta}_p^* DT_t(\lambda_p) + \hat{\alpha} y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{\delta}_j \Delta y_{t-j} + \hat{e} \quad (5)$$

Onde, $DU_t(\lambda_i) = 1$ para $t > T_{bi}$ e 0 caso contrário; $DT_t(\lambda_i) = t$ para $t > T_{bi}$ e 0 caso contrário. Os testes apresentam como hipótese nula $\alpha = 1, (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p, \hat{\beta}_2^*, \hat{\beta}_3^*, \dots, \hat{\beta}_p^*) = (0, 0, \dots, 0, 0, 0, \dots, 0)$. A hipótese alternativa será $\alpha < 1, (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p, \hat{\beta}_2^*, \hat{\beta}_3^*, \dots, \hat{\beta}_p^*) \neq (0, 0, \dots, 0, 0, 0, \dots, 0)$. Os valores críticos se encontram em Ohara (1996, p. 26) e foram obtidos por simulação considerando-se a presença de apenas duas quebras estruturais.

3.2. Medida de Persistência de Cochrane

Em verdade, os testes de raiz unitária são extremos, ou seja, se mostram muito sensíveis a pequenos componentes de *random walk*, fazendo com que, constantemente, se tenda a aceitar sua hipótese nula. Por conta dessa constatação, faz-se necessário realizar um teste que torne possível mensurar o grau de persistência de um choque sobre uma determinada série. Essa alternativa foi fornecida por Cochrane (1988), onde, se utiliza uma medida de persistência não paramétrica capaz de captar o tamanho do componente de *random walk* existente nas séries. Seu estimador de persistência pode ser expresso por:

$$V^k = \left(\frac{1}{k} \right) \left[\frac{\text{var}(\Delta^k y_t)}{\text{var}(y_t)} \right] \left(\frac{n}{n-k+1} \right) \quad (6)$$

Onde, Δ^k é um operador de diferenças; k o número de defasagens, e; $\frac{n}{n-k+1}$ é um fator de correção para pequenas amostras.

De acordo com (6), se a série (y_t) apresentar um pequeno componente de *random walk* a variância de suas k diferenças tenderá para uma constante [$\text{var}(\Delta^k y_t) \rightarrow 2\sigma_y^2$], caso contrário, essa mesma variância será uma função crescente de k [$\text{var}(\Delta^k y_t) \rightarrow k\sigma_y^2$]. De uma forma prática, ao se traçar o gráfico de V^k em função de k , têm-se: a) V^k tendendo para uma constante maior ou igual a um, caso apresente um grande componente de *random walk*; b) no

⁹ Ohara (1996), vem reforçar as críticas [presentes em Zivot e Andrews (1992)] em relação a fixação *a priori* dos pontos de quebra estrutural desenvolvida por Perron (1989), a partir da elaboração de um teste onde não se tem conhecimento preliminar do local da quebra de tendência.

caso de um pequeno componente de *random walk*, V^k tenderá para zero, e; c) caso esse componente seja intermediário (baixa persistência), o gráfico de V^k tenderá a situar-se entre zero e um.

Vale ressaltar, que os choques originados por essa medida não levam em conta sua origem (se monetários, fiscais, tecnológicos etc), logo, nesse estudo, essa medida servirá apenas como um reforço para os testes de raiz unitária, as análises do comportamento das séries de (des)emprego e nível de preços dado um choque monetário será realizada a partir das funções de resposta a impulso e decomposição da variância do modelo de autoregressão vetorial.

3.3. O Modelo de Autoregressão Vetorial (VAR)

Os modelos de autoregressão vetorial tem sido largamente utilizados na análise de questões macroeconômicas, surgindo como uma alternativa aos modelos estruturais multi-equacionais. O uso da metodologia VAR foi popularizada por Sims (1980).

A utilização dessa metodologia possibilita a obtenção das elasticidades (variância) dos impactos para n períodos a frente. Essa tecnologia permite: a) avaliar o comportamento das variáveis em resposta a inovações individuais em quaisquer dos componentes do sistema, podendo-se assim analisar, através de simulação, efeitos de eventos que tenham alguma probabilidade de ocorrer, e; b) decompor, historicamente, a variância dos erros de previsão para n períodos a frente, possibilitando a análise da importância de cada choque (em cada uma das variáveis), ocorrido no passado, na explicação dos desvios dos valores observados das variáveis em relação à sua previsão realizada no início do período.

De acordo com Enders (1995, p. 295), um modelo VAR, em sua forma padrão, pode ser escrito como:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Onde, B representa a matriz dos parâmetros contemporâneos do sistema; Γ_0 a matriz das constantes, e; Γ_1 a matriz dos parâmetros das variáveis defasadas. Multiplicando ambos os lados da equação (7) por B^{-1} obtêm-se:

$$B^{-1} Bx = B^{-1} \Gamma_0 + B^{-1} \Gamma_1 x_{t-1} + B^{-1} \varepsilon_t \quad (8)$$

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t, \quad i = 0, 1, 2, 3, \dots, n \quad (9)$$

Onde, x_t é o vetor das variáveis contida no modelo; A_0 o vetor de interceptos; A_i as matrizes dos coeficientes, e; e_t o vetor de erros (com $Ee_t = 0$, $Vare_t = \sigma^2$, $Cove_t = 0$).

O maior problema do VAR é a sua identificação (ENDERS, 1995, p. 302). O problema da identificação consiste em tornar possível o retorno ao sistema primitivo de equações a partir do sistema padrão construído. Deve-se perguntar se é possível recuperar todas as informações no sistema primitivo a partir da forma reduzida. Enders (1995, p. 302) responde que essa recuperação só será possível dada uma restrição apropriada no sistema de equações primitivas.

Percebe-se, portanto, que a identificação toma um lugar central na estimação do sistema. Usualmente, com o intuito de contornar esse problema, utilizam-se dois tipos de restrições: o VAR padrão onde adota-se uma estrutura recursiva para determinar as relações contemporâneas entre as variáveis, e; o VAR estrutural onde se estabelece essas relações tendo a teoria econômica como referencial. A discussão acerca dessa diferenciação pode ser encontrada em Bernanke (1986) e Sims (1986).

Solucionado o problema da identificação, pode-se expressar a equação (9) através do processo de médias móveis, o que torna o sistema de equações mais parcimonioso:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A^i e_{t-i} \quad \text{onde,} \quad (10)$$

$$\mu = (I_k - A_1)^{-1} v$$

Sob a hipótese de que os termos de erro possuem $E\varepsilon_t = 0$, $Vare_t = \sigma^2$ e $Cove_t = 0$, a interação entre as variáveis passa a ser expressa por:

$$\mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (11)$$

Onde, Φ representa a função de resposta a impulso originados por inovações em ε_{it} de cada variável. Logo, essas funções mensuram o impacto de um choque no erro de uma determinada variável sobre ela mesma e sobre as demais variáveis do sistema.

A utilização dessa tecnologia permite, de acordo com Sims (1980), tornar os modelos multi-equacionais capazes de analisar as inter-relações existentes entre as séries macroeconômicas a partir de inovações (choques) que “provocam” as trajetórias econômicas. No caso específico desse estudo, será possível observar o impacto dos choques monetários sobre as séries de (des)emprego e preços, analisando o papel anti-cíclico dessa política.

3.4. Dados

O trabalho utiliza quatro variáveis mensais da economia brasileira, compreendendo o período de 1994:08 a 2002:12, são elas: O índice de emprego formal total (IE), obtido no endereço eletrônico da Fundação Getúlio Vargas (FGV), taxa de desemprego aberto nas regiões metropolitanas com referência semanal (TD), base monetária (M0) e o índice geral de preços de disponibilidade interna (IGP), sendo, as últimas três variáveis obtidas no endereço eletrônico do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

Algumas dessas variáveis apresentaram um comportamento sazonal (TD e M0), sendo necessário o procedimento de dessazonalização através do método *Census X-11*, que possui a vantagem de captar alterações nos fatores sazonais. Todas foram convertidas em logaritmo (L), sendo, as variáveis LIE e LTD *proxy* para o nível de emprego e desemprego nacional. A variável de base monetária LM0 como uma aproximação para a política monetária e o índice de preços LIGP (com 1994:08=100) para o nível de preços da economia.

4. Resultados

4.1. Testes de Raiz Unitária

Os testes de raiz unitária realizados nessa subseção consideram um processo gerador das séries constituído por constante e tendência. Vale salientar, que os testes aqui utilizados tem como hipótese nula a existência de raiz unitária ($\rho_j = 1$) o que indica que a série é não estacionária, ou de outra forma, que a série possui uma tendência estocástica. A não aceitação dessa hipótese indica que a série apresenta uma tendência determinista, o que equivale a dizer que ela é estacionária. Os testes foram realizados considerando um nível de significância de 5%.

Tabela 1: Teste de Raiz Unitária Considerando Quebra Estrutural (Perron)

| Variáveis 1995:10 2001:08 | Perron -5.55* | T-student para Tb=quebra |
|------------------------------|------------------|-----------------------------|
| LM0 | -5.38 (3) | -3.15 |
| LIGP | -5.23 (11) | 1.82 |
| LIE | -5.22 (12) | 2.58 |
| LTD | -4.70 (12) | -1.40 |

Fonte: Dados da pesquisa. * Corresponde ao valor crítico com 5% de significância, os dados entre parênteses representam as defasagens das variáveis do modelo selecionadas endogenamente pelo critério de *data-dependent*. Resultados extraídos do pacote econométrico WinRats (v. 4.31)

Seguindo uma sugestão de Banerjee *et al.* (1992), o teste de Perron foi realizado obedecendo o intervalo de $0,15n$ e $0,85n$ (onde, n é o tamanho da amostra) o que em nossos dados representa os meses compreendidos entre Outubro de 1995 e Agosto de 2001. De acordo com os resultados da Tabela 1, todas as variáveis apresentam raiz unitária. No entanto, vale salientar que o teste procedido considera a presença de apenas uma quebra estrutural, sendo assim, os resultados podem estar viesados dada a presença de múltiplas quebras estruturais em suas séries. Essa constatação, conduziu a investigação à realização de testes alternativos que considerassem a presença de múltiplas quebras estruturais. O primeiro deles desenvolvido por Franses e Haldrup (1993) e o segundo por Ohara (1996). Os resultados para ambos os testes encontram-se nas tabelas 2 e 3.

Tabela 2: Teste de Raiz Unitária Considerando Quebra Estrutural (Franses e Haldrup)

| Variáveis 1994:08 2002:12 | Franses e Haldrup-3.45* | AIC | SBC | Q(16) | PROB |
|------------------------------|----------------------------|---------|---------|-------|------|
| LM0 | -1.61 (4) | -216.67 | -188.46 | 22.80 | 0.11 |
| LIGP | -1.51 (4) | -451.66 | -423.45 | 14.98 | 0.52 |
| LIE | -0.85 (4) | -492.40 | -464.19 | 33.10 | 0.00 |
| LTD | -2.86 (4) | -145.75 | -117.54 | 21.83 | 0.14 |

Fonte: Dados da pesquisa. * Corresponde ao valor crítico com 5% de significância, os dados entre parênteses representam as defasagens das variáveis do modelo que necessariamente correspondem ao número de quebras estruturais apresentadas. Resultados extraídos do pacote econométrico WinRats (v. 4.31)

De acordo com o teste de Franses e Haldrup (Tabela 2) todas as variáveis apresentam raiz unitária, indicando um comportamento de tendência estocástica. Porém, novamente deve-se alertar para o possível viés do teste, pois as variáveis estudadas não caracterizam-se por múltiplas quebras aditivas (veja o apêndice B). Nessas circunstâncias, tornou-se prudente a realização do teste de Ohara (Tabela 3). O terceiro teste foi realizado considerando um intervalo de até cinco períodos entre as quebras, pois esse procedimento evita problemas de multicolinearidade na regressão por mínimos quadrados ordinários. Seus resultados não se mostraram conflitantes com os testes anteriores.

Tabela 3: Teste de Raiz Unitária Considerando Quebra Estrutural (Ohara)

| Variáveis 1994:08 2002:12 | Ohara -6,40* | Q(16) | PROB |
|------------------------------|-----------------|-------|------|
| LM0 | -5.39 (2) | 19.12 | 0.26 |
| LIGP | -4.25 (2) | 15.61 | 0.48 |
| LIE | -5.90 (1) | 24.96 | 0.07 |
| LTD | -3.74 (2) | 18.97 | 0.27 |

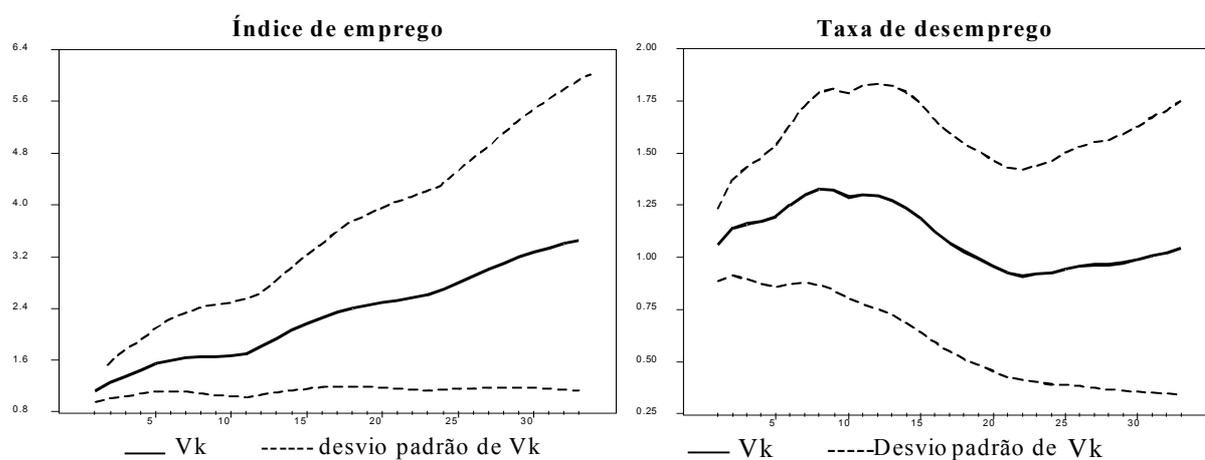
Fonte: Dados da pesquisa. * Corresponde ao valor crítico com 5% de significância, os dados entre parênteses representam as defasagens das variáveis do modelo selecionadas endogenamente pelo critério de *data-dependent*. Resultados extraídos do pacote econométrico WinRats (v. 4.31)

Em geral, os testes realizados nessa seção indicaram que todas as séries apresentam uma tendência estocástica, ou de outra forma, que possíveis inovações (choques) não fazem com que elas oscilem, com pouca persistência, em torno de suas trajetórias de equilíbrio de longo prazo o que de certa forma contraria as conclusões do teorema da neutralidade, no que tange o comportamento das séries de emprego e desemprego. Esse resultado, como pôde ser observado na seção 2, se dá devido à influência de combinações de erros aleatórios passados, o que normalmente é associado à imperfeições (rigidez) de mercado.

4.2. Medida de Persistência de Cochrane e Funções de Resposta a Impulso

Como já mencionado anteriormente, os testes de raiz unitária são sensíveis a pequenos componentes de *random walk*, conduzindo à aceitação da hipótese nula (existência de raiz unitária). Essa característica segundo Porsse (2000, p. 6), torna possível a existência de um componente permanente nas séries sugerindo que os choques têm efeito permanente, mas se este componente for pouco significativo então os choques são de fato transitórios e, passado um determinado período de tempo, a série tende a retornar para a sua trajetória determinista de longo prazo. As medidas de persistência para as séries de emprego e desemprego encontram-se na Tabela 4.

Tabela 4: Medidas de Persistência de Cochrane para as Séries de Emprego e Desemprego



Fonte: dados da pesquisa. Extraído do pacote econométrico WinRats (v. 4.31).

O valor de k defasagens foi selecionado de acordo com a praxe (um terço da amostra). A observação dos gráficos indica que ambas as séries apresentaram uma longa persistência a choques, porém, com uma pequena diferença, o que já era de se esperar dada a diferenciação metodológica existente na construção dessas séries. O índice de emprego apresentou uma maior persistência comparativamente à taxa de desemprego, no entanto, ambas caracterizaram-se por um *random walk* puro ($Vk \geq 1$).

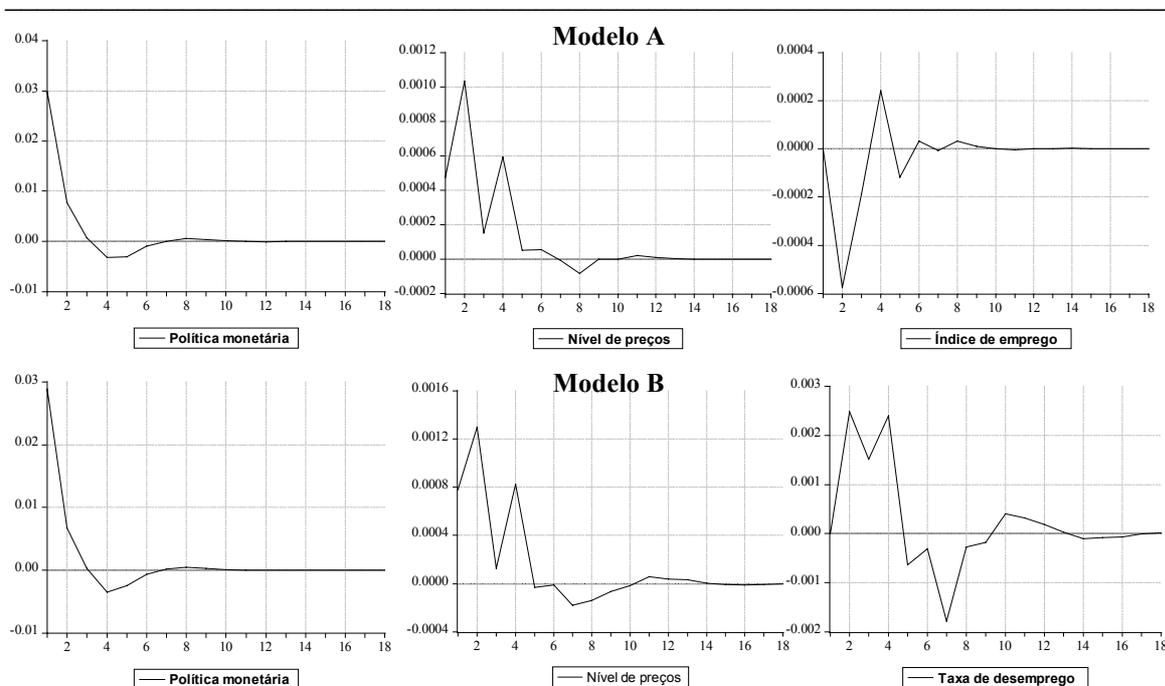
Esse comportamento sugere que os choques sofridos por essas variáveis tendem a ser persistentes, reforçando as conclusões extraídas dos testes de raiz unitária. No entanto, nada se pode afirmar em respeito aos efeitos das políticas macroeconômicas sobre o emprego pelos motivos já explicitados na introdução do estudo. Com o intuito de testar a resposta das taxas de emprego e desemprego à estímulos monetários foi realizada a estimação de dois modelos de autoregressão vetorial em diferenças. O primeiro (modelo A) considerou a base monetária, nível de preços e emprego, e, o segundo (modelo B) diferenciando-se do primeiro pela substituição da variável índice de emprego por taxa de desemprego. Utilizou-se a decomposição de Bernanke com restrições contemporâneas para a variável (des)emprego, sendo, essa identificação submetida ao teste de sobreidentificação¹⁰.

Vale salientar, que as séries, até então, foram analisadas individualmente (teste de raiz unitária e medida de persistência). A partir da estimação dos vetores autoregressivos, essas séries passaram a ser consideradas como partes de um sistema de equações simultâneas, guardando, portanto, relações entre si. Outro ponto importante, é que o sistema de equações foi estimado

¹⁰ Ambos as identificações foram significativas a 5% de significância (modelo A 25%, e, modelo B 5%).

com todas as variáveis em primeira diferença. Sendo assim, as relações observadas nas funções de resposta a impulso correspondem a taxas de variação, o que explica sua baixa persistência.

Tabela 5: Simulações de Choques na Política Monetária Sobre o Nível de Preços, Emprego e Desemprego (modelos A e B)¹¹.



Fonte: Dados da pesquisa. Extraído do pacote econométrico WinRats (v.4.31)

Destaca-se que a variação dos preços, em ambos os modelos, responderam positivamente à variações monetárias, no entanto, observou-se que as variações de emprego e desemprego respondem de forma contraditória às perspectivas novo-keynesianas quando submetidas à uma inovação na moeda. No modelo A, a simulação indicou uma queda acentuada na variação do índice de emprego, estabilizando-se no final de dez meses; já no modelo B, a mesma simulação acarretou em um aumento substancial na variação das taxas de desemprego, só estabilizando-se ao final de dezessete meses.

A fim de apresentar uma melhor interpretação para os resultados da estimação, optou-se por apresentar os resultados relativos à decomposição da variância de previsão para as variáveis (Tabela 6), pois, admite-se que a importância atribuída a um padrão de resposta de uma variável em relação à outra depende do seu poder de explicação na variância das respectivas variáveis. Logo, considera-se que a análise conjunta das funções de resposta a impulso e da decomposição da variância do erro de previsão, torna possível agregar o impacto de um choque em cada uma das variáveis (sobre ela mesma e sobre o restante das variáveis incluídas no modelo) com poder de explicação de cada variável do modelo em relação as demais. Vale salientar, que a decomposição da variância do erro de previsão apresenta um efeito contínuo, enquanto que a função de resposta a impulso mostra os efeitos não cumulativos.

¹¹ Ambos os modelos foram estimados considerando seis defasagens, selecionadas pela convergência dos critérios de *Akaike Information Criterion* (AIC), *Schwartz Bayesian Criterion* (SBC) e razão de verossimilhança.

Tabela 6: Impactos Recebidos na Variância das Variáveis.

| | | Choque dado em Índice de Emprego | | | | e Taxa de Desemprego | | | |
|-------|------------------------------|----------------------------------|------|--------|-------------------------------|----------------------|-------|--------|--|
| Meses | Índice de emprego (modelo A) | | | | Taxa de desemprego (modelo B) | | | | |
| | Erro padrão | DM0 | DIGP | DIE | Erro padrão | DM0 | DIGP | DTD | |
| 1 | 0.0071 | 0.00 | 0.00 | 100.00 | 0.0425 | 0.00 | 0.00 | 100.00 | |
| 2 | 0.0072 | 1.07 | 0.39 | 98.53 | 0.0430 | 0.05 | 2.01 | 97.92 | |
| 5 | 0.0075 | 1.14 | 4.26 | 94.59 | 0.0447 | 0.35 | 7.24 | 92.39 | |
| 12 | 0.0077 | 1.41 | 4.84 | 93.74 | 0.0468 | 1.08 | 13.11 | 85.79 | |
| 24 | 0.0077 | 1.45 | 4.89 | 93.64 | 0.0469 | 1.15 | 13.27 | 85.57 | |
| 36 | 0.0077 | 1.45 | 4.89 | 93.64 | 0.0469 | 1.15 | 13.29 | 85.54 | |

| | | Choque dado em Moeda (Política Monetária) | | | | | | | |
|-------|-------------------------------|---|------|------|-------------------------------|--------|------|------|--|
| Meses | Política monetária (modelo A) | | | | Política monetária (modelo B) | | | | |
| | Erro padrão | DM0 | DIGP | DIE | Erro padrão | DM0 | DIGP | DTD | |
| 1 | 0.0279 | 100.00 | 0.00 | 0.00 | 0.0286 | 100.00 | 0.00 | 0.00 | |
| 2 | 0.0297 | 93.76 | 0.21 | 6.02 | 0.0296 | 99.61 | 0.33 | 0.04 | |
| 5 | 0.0303 | 91.24 | 2.86 | 5.89 | 0.0302 | 97.46 | 2.08 | 0.44 | |
| 12 | 0.0317 | 86.53 | 7.32 | 6.13 | 0.0316 | 91.97 | 5.85 | 2.17 | |
| 24 | 0.0317 | 86.46 | 7.33 | 6.19 | 0.0317 | 91.75 | 5.93 | 2.30 | |
| 36 | 0.0317 | 86.46 | 7.34 | 6.19 | 0.0317 | 91.74 | 5.94 | 2.30 | |

| | | Choque dado em Nível de Preços | | | | | | | |
|-------|----------------------------|--------------------------------|-------|------|----------------------------|------|-------|-------|--|
| Meses | Nível de preços (modelo A) | | | | Nível de preços (modelo A) | | | | |
| | Erro padrão | DM0 | DIGP | DIE | Erro padrão | DM0 | DIGP | DTD | |
| 1 | 0.0093 | 1.29 | 98.70 | 0.00 | 0.0091 | 1.37 | 98.62 | 0.00 | |
| 2 | 0.0102 | 2.62 | 96.01 | 1.35 | 0.0100 | 2.43 | 96.67 | 0.89 | |
| 5 | 0.0108 | 3.80 | 93.20 | 2.98 | 0.0107 | 2.96 | 90.85 | 6.18 | |
| 12 | 0.0111 | 5.28 | 89.63 | 5.08 | 0.0112 | 4.51 | 83.88 | 11.60 | |
| 24 | 0.0111 | 5.29 | 89.53 | 5.17 | 0.0112 | 4.54 | 83.68 | 11.76 | |
| 36 | 0.0111 | 5.29 | 89.53 | 5.17 | 0.0112 | 4.54 | 83.68 | 11.77 | |

Fonte: Dados da pesquisa. Extraído do pacote econométrico WinRats (v.4.31)

Observou-se, primeiramente, que as variâncias das séries são explicadas, em sua grande parte pelas próprias variáveis. Um choque monetário, produzirá um efeito sobre o nível de emprego (modelo A) de 7,34%, e, em menor intensidade, sobre a taxa de desemprego (modelo B) de 5,94% para o 36 período posterior ao choque; quando simula-se um choque no nível de preços, observa-se um efeito não negligenciável sobre a taxa de desemprego (modelo B), e, em menor volume, sobre o nível de emprego. Esse comportamento da trajetória do índice de emprego e da taxa de desemprego, dado uma alteração na política monetária sugere alguma relação não prevista no teorema de neutralidade da moeda.

5. Considerações Finais

Os testes estatísticos realizados (raiz unitária e medida de persistência de Cochrane), indicaram a existência de um forte componente *random walk* nas séries de emprego e desemprego, negando a característica requerida pelo teorema da neutralidade. Ou seja, constatou-se a evidência de que os choques não são transitórios e que a própria trajetória de equilíbrio (taxa natural) pode ser afetada.

Essa constatação, no entanto, não torna, necessariamente, as políticas anti-cíclicas de natureza monetária eficientes em promover a estabilização dos níveis de emprego, o que pôde ser observado nas funções de resposta a impulso. Seus resultados, indicaram, no caso de uma simulação da expansão de moeda, um efeito positivo no nível de preços (em ambos os modelos), e uma variação negativa no índice de emprego (modelo A) e positiva na taxa de desemprego (modelo B). No entanto, fica omissa o efeito de políticas monetárias restritivas (como as observadas durante todo o período de vigência do Plano Real), sobre a taxa natural de desemprego (histerese). Já a observação da decomposição da variância de previsão sugeriu que

deve-se considerar a importância atual do controle do nível de preços para a estratégia de crescimento econômico, dada a importância do nível de preços sobre a variância dos níveis de emprego e desemprego.

Os resultados obtidos oferecem margens para diversas interpretações. Poder-se-ia associa-los às conclusões de Ramos e Reis (1997), onde, destaca-se o papel da associação entre o crescimento sustentado e a atuação direta sobre o mercado de trabalho. Porém, mesmo diante de tais evidências, tal conclusão tornar-se-ia demasiadamente forte dada a ausência de um estudo aprofundado do mercado de trabalho brasileiro no período analisado.

Por fim, conclui-se que a neutralidade da moeda não foi observada no período em estudo (1994:08 a 2002:12). De fato, constatou-se que as séries de emprego e desemprego apresentaram um componente de persistência quando submetidas à *inovações*. Esse comportamento, de acordo com a abordagem teórica, é fruto da absorção de erros aleatórios passados, o que na literatura econômica, está normalmente associado às imperfeições de mercado. No entanto, essa característica não necessariamente conduziu à aceitação da eficiência desse agregado monetário em promover a estabilização do nível de emprego, como ressaltado em nossa hipótese alternativa. Deve-se, portanto, em um próximo passo, promover esforços no sentido da investigação de tal característica, destacando as transformações ocorridas no mercado de trabalho brasileiro e os instrumentos para a criação de emprego (seja de manipulação dos instrumentos de controle de demanda agregada seja de atuação direta sobre o mercado de trabalho).

6. Bibliografia

BANERJEE, A.; LUMSDAINE, R. L.; STOCK, J. H. Recursive and sequential tests of unit root and trend break hypothesis. In: **Journal of Business and Economic statistics**, v. 10, 1992.

BERMAN, E.; BOUND, J.; MACHIN, S. Implications of skill biased technological change: international evidence. In: **Quarterly Journal of Economics**, n. 113, 1998.

BERNANKE, B. **Alternative explanations of the money-income correlation**. Cambridge: National Bureau of Economic Research (Working Paper n. 1842), 1986.

BOX, G.; JENKINS, G.; REINSEL, G. **Time series analysis: forecasting and control**. New Jersey: Prentice Hall, 1994.

CAMPBELL, John Y.; MANKIW, N. Gregory. Are output fluctuations transitory? In: **Quarterly Journal of Economics**, 102, 1987.

CATI, R. C. Stochastic and segmented trends in Brazilian GDP from 1900 to 1993. In: **Anais do XX Encontro Brasileiro de Econometria**. Vitória – ES, 1998.

COCHRANE, J. H. How big is the random walk in GNP? In: **Journal of Political Economy**, v. 96, n. 5, 1988.

CRIBARI NETO, F. The cyclical component in Brazilian GDP. In: **Revista de Econometria**, v. 13, n. 1, 1993.

DESJONQUERES, T.; MACHIN, S.; VAN REENEN, J. Another nail in the coffin? Or can the trade based explanation of changing skill structures be resurrected? In: **Scandinavian Journal of Economics**, n. 101, 1999.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. In: **Journal of the American statistical Association**, v. 74, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. **likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with a unit root**. In: *Econometrica*, Illinois, v. 49, n. 4, 1981.

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

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. **Long-run economic relationship: readings in cointegration**. New York: Oxford University Press, 1991.

FGV, Fundação Getúlio Vargas. **Base de dados**. Disponível em <<http://www.fgvdados.br>>. Acesso em 15 de Março de 2003.

FRANSES, P. H.; HALDRUP, N. **The effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration**. Florence: European University Institute, (EUI Working Paper ECO, n. 93/16), 1993.

GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. In: **Journal of Econometrics**, n. 2, 1974.

GREENE, Willian H. **Econometric analysis**. New Jersey: Prentice-Hall, 2000.

HASKEL, J.; SLAUGHTER, M. J. **Trade, technology and UK wage inequality**. New York: NBER Working Paper n. 6978, 1999.

IPEA, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Base de dados**. Disponível em <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em 17 de Março de 2003.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. In: **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, 1990.

LUCAS Jr, R.; RAPPING, Leonard A. Real wages, employment and inflation. **Journal of political economy**. September/October, 1969.

LUCAS Jr, R.; SARGENT, Thomas J. After keynesian macroeconomics. **Quarterly Review – Federal Reserve Bank of Minneapolis**, v.3, 1979.

MILLS, T. C. **Time series techniques for economists**. New York: Cambridge University, 1990.

NELSON, Charles R.; PLOSSER, Charles I. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. In: **Journal of Monetary Economics**, v. 10, 1982.

OHARA, H. **Unit root test against a trend stationary with multiple trend breaks**. Tokio: University of Tokio (discussion paper series n. F-57), 1996.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. In: **Econometrica**, v. 57, n. 6, 1989.

PERRON, P. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: RAO, B. B. **Cointegration for the applied economist**. New York: Martin's Press, 1994.

PORSSE, Alexandre Alves. Random walk e persistência a choques no (des)emprego do Brasil (1986.1-1997.4). In: **Anais**, ANPEC-SUL, 2000.

PRESCOTT, E. Theory ahead of business cycle measurement. In: **Quarterly Review – Federal Reserve Bank of Minneapolis**, 1986.

RAMOS, L.; REIS, José G. Almeida. **Emprego no Brasil nos anos 90**. Rio de Janeiro: IPEA (série textos para discussão n. 468), 1997.

ROMER, D. **Advanced macroeconomics**. New York: McGraw-Hill, 1996.

SACHS, J. D.; SHATZ, H. J. Trade and jobs in U. S. manufacturing. In: **Brookings Papers on Economic Activity**, n. 1, 1994.

SARGENT, Thomas J. Estimating vector autoregressions using methods not based on explicit economic theories. **Quarterly Review – Federal Reserve Bank of Minneapolis**. Minneapolis: 1979.

SIMONSEN, Mário Henrique. **Dinâmica macroeconômica**. São Paulo: McGraw-Hill, 1983.

SIMS, C. Macroeconomics and reality. In: **Econometrica**, v. 48, January, 1980.

SIMS, C. Are forecasting models usable for policy analysis? In: **Quarterly Review – Federal Reserve Bank of Minneapolis**. Minneapolis: 1986.

THOMAS, R. L. **Modern econometrics: an introduction**. Harlow: Addison Wesley Longman, 1997.

ZIVOT, Eric; ANDREWS, Donald W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. In: **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 10, n. 3, 1992.

Apêndice A

Nesse apêndice tentar-se-á apresentar a da caracterização das séries (com tendências determinista e estocástica) a partir de testes de raiz unitária.

Define-se um processo estatístico como estacionário, no sentido débil, quando suas média e variância forem constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre os dois períodos de tempo dependerem apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos, e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada (BOX *et all*, 1994). Definida a principal característica de um processo estacionário, faz-se a suposição de que uma série hipotética y_t é composta por três componentes: um associado a tendência outro aos ciclos, além de um último que represente a constante. Dessa forma, tomando uma aproximação da definição de tendência presente em Thomas (1997, p. 410), têm-se:

$$(A.1) \quad y_t = \mu_0 + \alpha_0 t + u_t \quad (\text{tendência linear determinista}), \text{ e};$$

$$(A.2) \quad y_t = y_0 + \alpha_0 t + \sum_{j=0}^{t-1} u_{t-j} \quad (\text{tendência linear estocástica})$$

Observam-se as seguintes características em (A.1):

$$E(y_t) = \mu_0 + \alpha_0 t$$

$$Var(y_t) = E(y_t - \mu_0 + \alpha_0 t)^2 = E(u_t^2) = \sigma_u^2$$

$$Cov(y_t, y_s) = E[(y_t - \mu_0 + \alpha_0 t)(y_s - \mu_0 + \alpha_0 s)] = E(u_t, u_s) = 0 \quad \forall t \neq s$$

Como a média desse processo é uma função linear do tempo, ele se caracteriza como não estacionário na média. No entanto, caso seja definida outra variável, $y_t^d = y_t - \mu_0 + \alpha_0 t = u_t^d$, o processo passará a ter média zero, variância constante e não correlacionada serialmente, e, portanto estacionário. Logo, pode-se tornar (A.1) estacionário a partir da retirada da variável tempo.

A equação (A.2) apresenta as seguintes características:

$$E(y_t) = \mu_0 + \alpha_0 t$$

$$Var(y_t) = E(y_t - \mu_0 + \alpha_0 t)^2 = E\left(\sum_{j=0}^{t-1} u_{t-j}\right)^2 = \sum_{j=0}^{t-1} E(u_{t-j}^2) = t\sigma_u^2$$

$$\begin{aligned} Cov(y_t, y_s) &= E[(y_t - \alpha_0 t)(y_s - \alpha_0 s)] = E\left[\left(\sum_{j=0}^{t-1} u_{t-j}\right)\left(\sum_{i=0}^{s-1} u_{s-i}\right)\right] \\ &= E\left[\sum_{i=0}^{s-1} u_{s-i}^2 + \sum_{j=0}^{t-1} \sum_{i=0}^{s-1} u_{t-j} u_{s-i}\right] = \sum_{s=0}^{s-1} E[u_{s-i}^2] \\ &= s\sigma_u^2 \end{aligned}$$

Observa-se, portanto, que a média e a variância de (A.2) serão funções do tempo e a covariância depende dos instantes de tempo, tendo a mesma dimensão da variância. Logo, esse processo é não estacionário. No entanto, quando se diferencia y_t tem-se:

$$(A.3) \quad \Delta y_t = \alpha_0 + u_t$$

Essa equação apresenta:

$$E(\Delta y_t) = \alpha_0$$

$$Var(\Delta y_t) = E(\Delta y_t - \alpha_0)^2 = E(u_t^2) = \sigma_u^2$$

$$Cov(\Delta y_t, \Delta y_s) = E[(\Delta y_t - \alpha_0)(\Delta y_s - \alpha_0)] = E(u_t, u_s) = 0 \quad \forall t \neq s$$

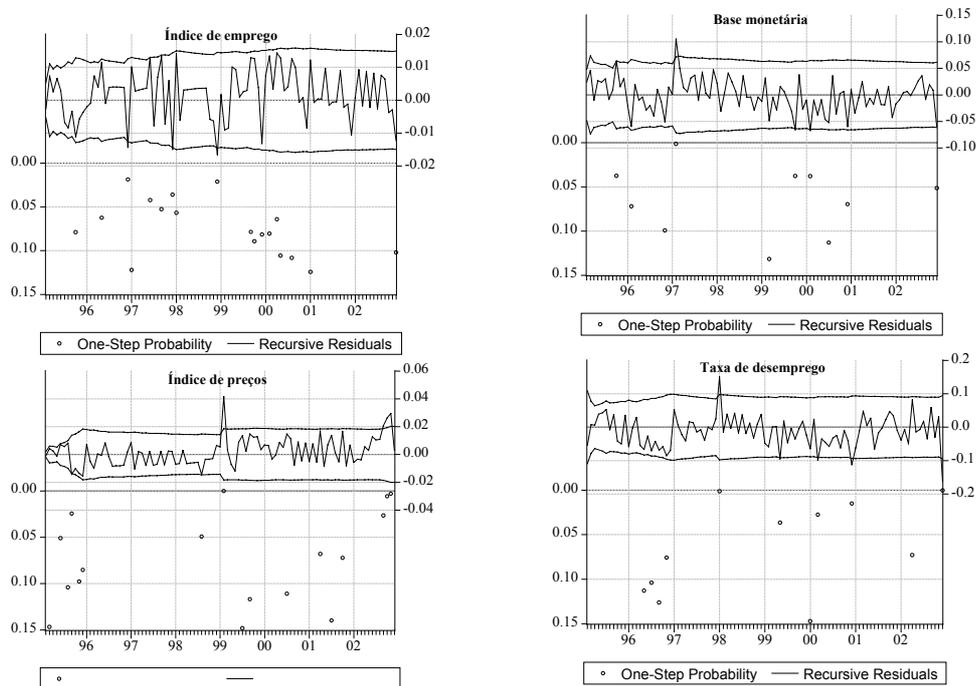
Sendo, (A.3) caracterizada como um processo estacionário.

Isso posto, pode-se concluir que:

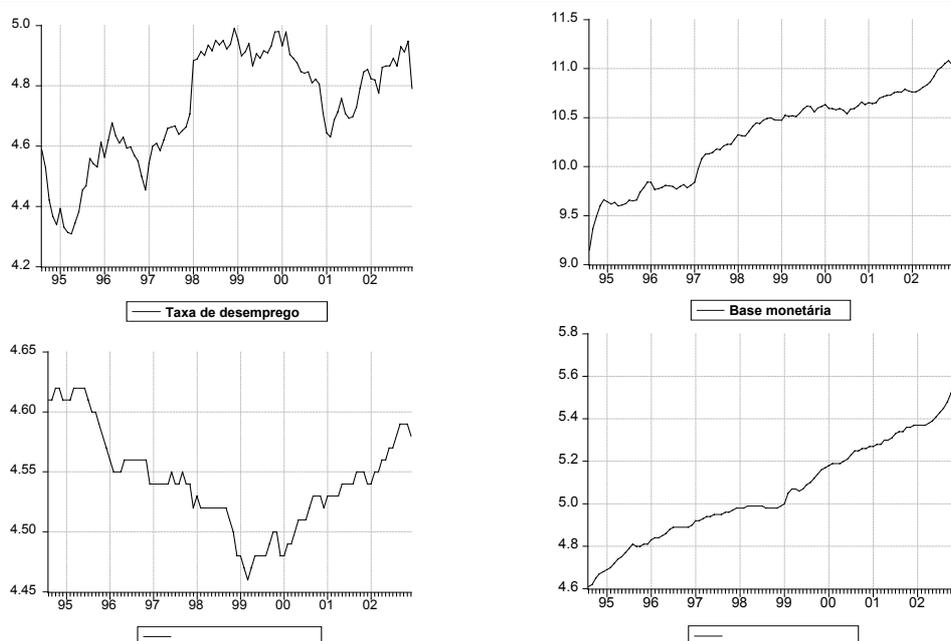
- a) (A.1) torna-se estacionário quando se elimina o componente de tempo presente na série;
- b) em (A.2) a estacionaridade só torna-se possível quando se toma a primeira diferença;
- c) observa-se que o componente de choque em (A.1) apresenta apenas uma memória limitada;
- d) em (A.2) a memória de um choque é mais longa afetando de maneira permanente a série.

Apêndice B: Resultados dos Testes de Identificação de Quebra Estrutural¹² e Gráficos das Variáveis do Modelo.

Quadro B.1: Testes de Identificação de Quebra Estrutural (1994:08 a 2002:12)



Quadro B.2: Gráficos do Logaritmo das Variáveis Utilizadas no Modelo (base monetária e taxa de desemprego dessazonalizadas)



¹² A metodologia para os testes de resíduos recursivos e *one-step forecast* pode ser encontrada em Greene (2000, pp. 292-97). A título de exemplo, a análise será procedida da seguinte forma: a) para o teste de resíduos recursivos observa-se a linha de resíduos fora do intervalo do desvio padrão; b) para o de teste de *one-step probability* observa-se os pontos menores do que o *p-valor* 0,05. As estimações foram realizadas tendo o ADF como equação objetivo.