

# Apêndice Técnico

Apêndice técnico para o trabalho  
"Qualidade do instrumento de política monetária e  
a hipótese de dominância fiscal brasileira"

Versão preliminar  
Junho/2008

Esse apêndice técnico complementa o artigo "**Qualidade do instrumento de política monetária e a hipótese de dominância fiscal brasileira**". São mostrados adiante os detalhes dos procedimentos econométricos referenciados no texto, as telas produzidas pelo software e as conclusões dos testes. Para contextualização e discussão, dirija-se ao texto.

Os testes foram executados no software econométrico E-views, versão 6.0. Os arquivos computacionais originais que geraram os resultados a seguir estão disponíveis sob requisição.

## A Estatísticas descritivas

A amostra selecionada tem dados mensais, a partir de julho de 1999, sem interrupções ou mudanças de metodologia, até novembro de 2007.

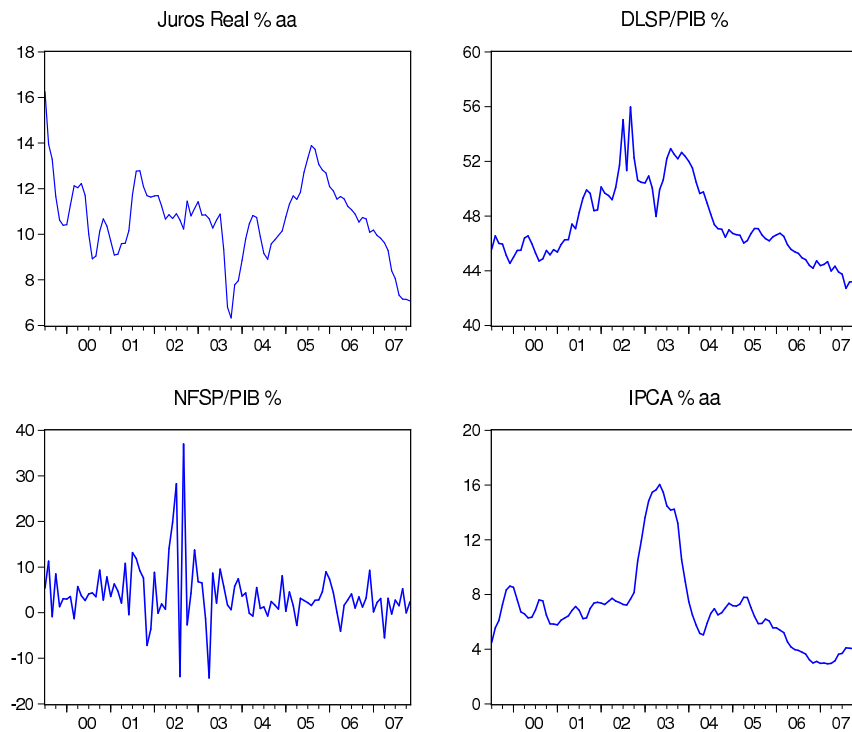


Figura 1: Variáveis de interesse JUROREAL, DLSP, NFSP, IPCA

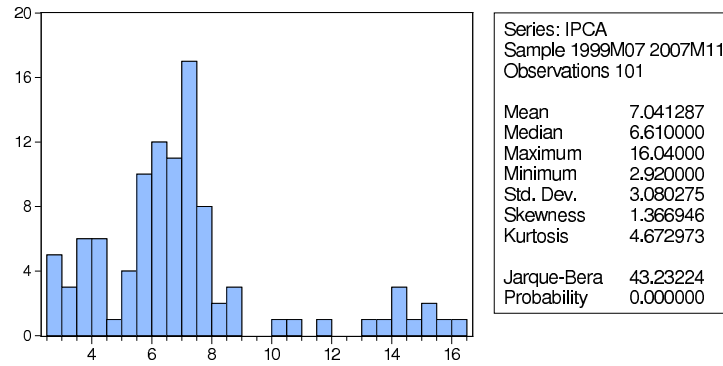


Figura 2: JUOREAL: estadísticas descriptivas

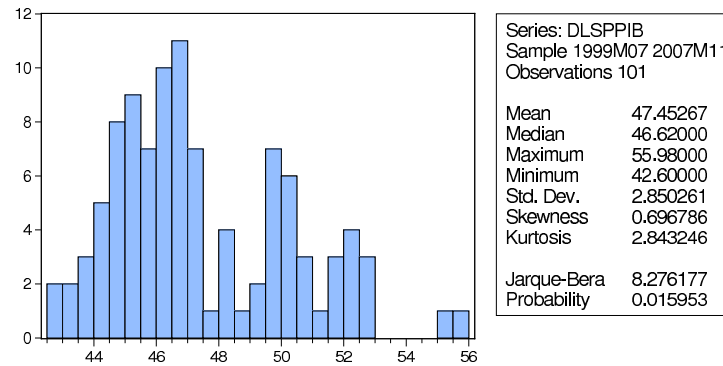


Figura 3: DLSP: estadísticas descriptivas

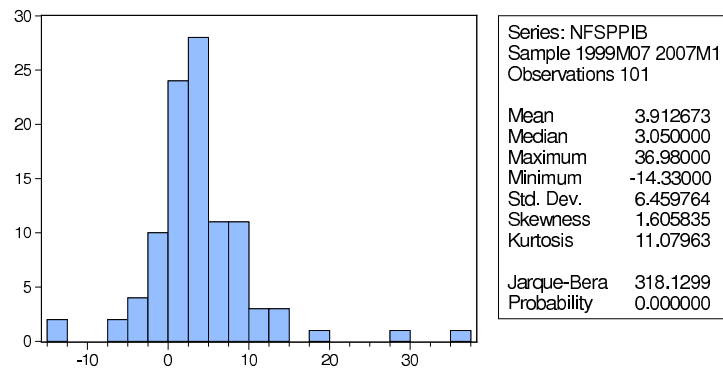


Figura 4: NFSP: estadísticas descriptivas

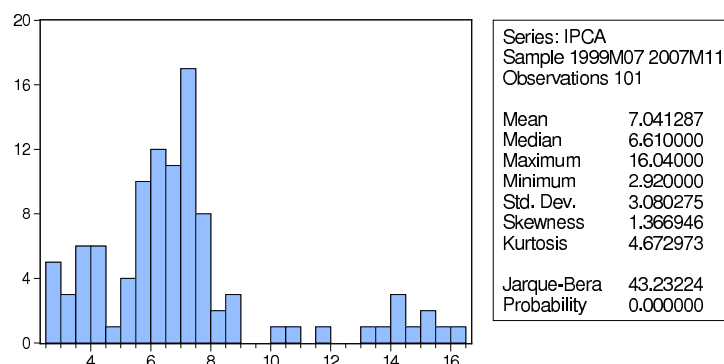


Figura 5: IPCA: estatísticas descritivas

## B Heteroscedasticidade

Abaixo estão reportados os gráficos das primeiras diferenças das variáveis em estudo ver figura 6, para observação de indícios de heteroscedasticidade. Parece claro que a variância dentro da amostra apresenta padrões diferentes ao longo do tempo, para cada série.

As variáveis estudadas – JUOREAL, DLSP (Dívida Líquida do Setor Público), NFSP (Necessidade de Financiamento do Setor Público) e IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Ampliado) foram transformadas linearmente pela aplicação do logaritmo natural, por conveniência econométrica, para suavizar o padrão irregular da variância dos resíduos da série, reduzindo a heteroscedasticidade.

Todas as variáveis são medidas percentuais. As variáveis JUOREAL, DLSP, NFSP e IPCA estão amostradas em pontos percentuais ( $40 = 40\%$ ). Apesar de terem o mesmo intervalo de variação e com a possibilidade de serem eventualmente negativas, apenas a variável NFSP tem valores menores que zero no período estimado. Isso inviabiliza a simples aplicação do logaritmo. Então decidiu-se ajustar a variável NFSP. Cada valor foi dividido por 100 e somado a uma unidade. Então, um significa que não há necessidade de financiamento do setor público, a relação NFSP sobre PIB é zero. Então a essa variável ajustada aplicou-se o logaritmo natural, gerando a série LNFSP.

As séries em estudo passam a ser chamadas LJUREAL, LDLSP, LNFSP e LIPCA. Os gráficos das séries em logaritmo estão mostrados na figura 7.

A observação dos gráficos das séries transformadas e em primeira diferença, que está

na figura 8, ainda permite reconhecer padrões diversos de variância ao longo do tempo para cada variável. É possível que a heteroscedasticidade original tenha sido suavizada pela aplicação da transformação logarítmica. Nada mais restando a fazer para corrigir a heteroscedasticidade, assume-se que as séries em questão são homocedásticas, ou melhor, que suas heteroscedasticidades são aceitáveis. Essa característica é razoável para garantir a continuidade dos trabalhos, sem implicar prejuízos lógicos.

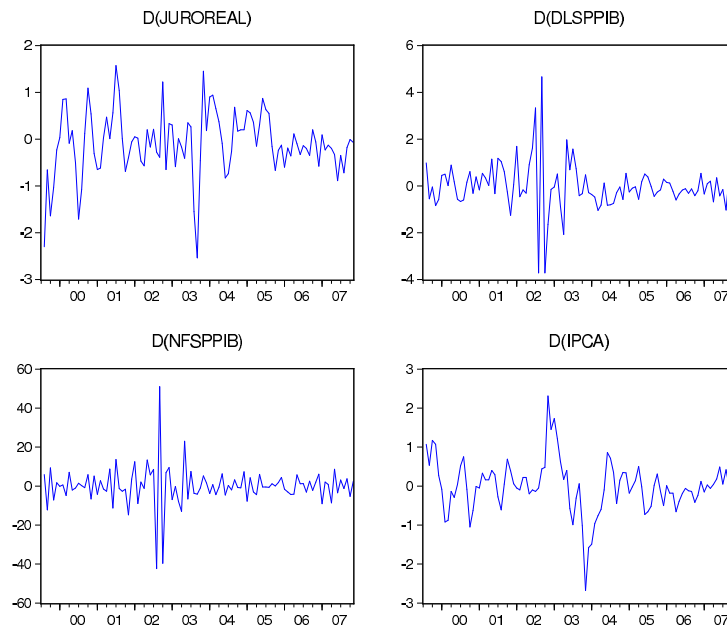


Figura 6: Variáveis JUOREAL, DLSP, NFSP, IPCA em primeira diferença

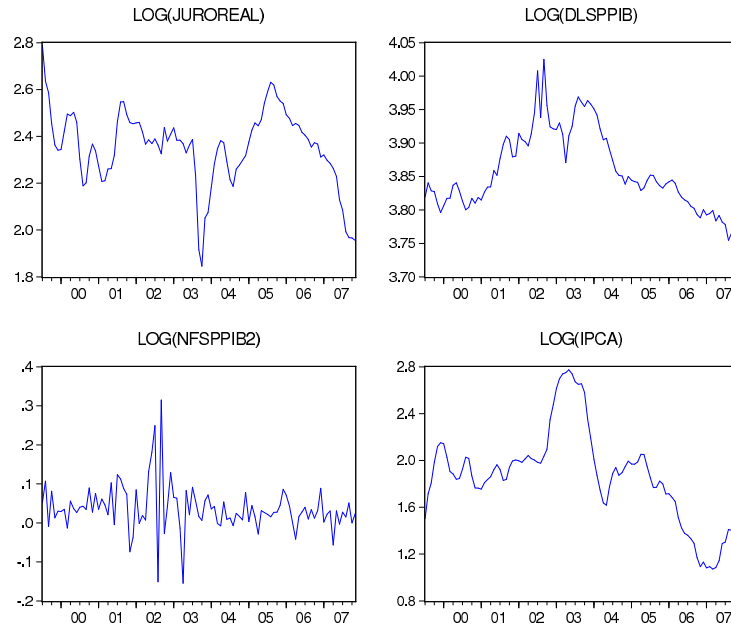


Figura 7: Variáveis LJUOREAL, LDLSP, LNFSP, LIPCA

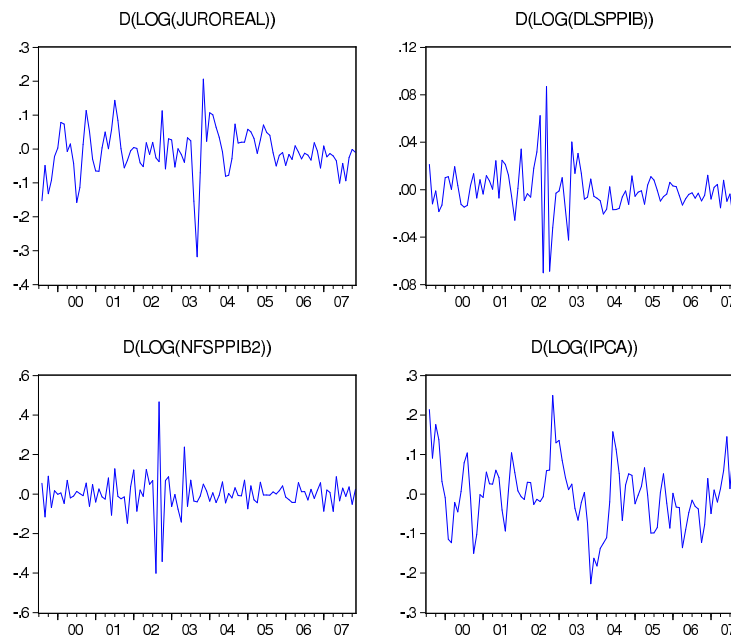


Figura 8: Variáveis LJUOREAL, LDLSP, LNFSP, LIPCA em primeira diferença

## C Estacionaridade

### C.1 Testes de [Dickey & Pantula \(1987\)](#)

Supôs-se no máximo três raízes unitárias para cada variável utilizada no modelo – juro real (LJUROREAL), dívida líquida do setor público (LDLSP), necessidade de financiamento do setor público (LNFSP) e inflação (LIPCA). Todas as variáveis estão linearmente transformadas pela aplicação do logaritmo. É muito improvável que existam mais que três raízes em variáveis econômicas, daí a escolha. Também porque a inspeção gráfica não remete sobremaneira uma tendência estocástica de tal porte.

Os testes de [Dickey & Pantula](#) para três raízes unitárias são constituídos de três etapas. Primeiro analisa-se a existência de três raízes unitárias. Em se rejeitando essa hipótese, testa-se duas raízes unitárias. Por último, uma terceira etapa verificará a presença de uma única raiz, caso a hipótese de duas raízes unitárias seja rejeitada.

#### C.1.1 Primeira etapa

A primeira etapa dos testes para os modelos tem como hipótese nula a existência de 3 raízes unitárias, sob hipótese alternativa de até 2 raízes unitárias. São três modelos possíveis para ajuste: sem intercepto ou tendência determinística (modelo 1), com intercepto apenas (modelo 2) e com intercepto e tendência determinística (modelo 3). As formas estruturais dos modelos da primeira etapa são listadas abaixo:

$$\begin{aligned}\nabla^3 y_t &= \beta_1 \nabla^2 y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \nabla^3 y_{t-i} + \varepsilon_t \\ \nabla^3 y_t &= \alpha + \beta_1 \nabla^2 y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \nabla^3 y_{t-i} + \varepsilon_t \\ \nabla^3 y_t &= \alpha + \beta t + \beta_1 \nabla^2 y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \nabla^3 y_{t-i} + \varepsilon_t\end{aligned}$$

Inicialmente aplica-se o ajuste para o modelo mais completo (modelo 3), e então verificam-se as significâncias dos termos deterministas, rejeitando o modelo 3 e passando

ao modelo 2 quando a significância da tendência determinística é inadequada. Os mesmos ajustes e verificações foram tomados para o modelo 2 e, quando a significância da constante foi insuficiente, passou-se ao modelo básico, sem constante nem tendência.

As primeiras estimativas dos modelos revelaram a não-normalidade dos resíduos. O método prevê a inclusão de defasagens da variável dependente. O critério adotado para acrescentar esses novos elementos foi incluir lags de forma decrescente, a partir de um  $p = 13$ , verificando a significância da última defasagem incluída e avaliando o correlograma dos resíduos da regressão ajustada. Em última inspeção, os critérios de informação Akaike e Schwarz foram utilizados para assegurar a escolha do lag adequado. A escolha de  $p = 13$  deve-se ao fato de que os dados são mensais e alguma sazonalidade pode estar determinando a correlação serial.

O teste individual da primeira etapa é:

$$\begin{cases} H_0 & : \beta_1 = 0 \\ H_A & : \beta_1 < 0 \end{cases}$$

A estatística do teste é dada por  $t_1 = \hat{\beta}_1/s_{\beta_1}$ . Os valores críticos foram inicialmente calculados por [Dickey & Fuller \(1981\)](#) e posteriormente simulados por Mackinnon, os quais são utilizados para avaliar o coeficiente da raiz da equação. O critério de decisão define que, se  $\hat{t}_1 < \tau^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula.

Os testes para os coeficientes deterministas levam em conta a construção da estatística  $t$ ,  $t_\alpha = \hat{\alpha}/s_\alpha$  e  $t_\beta = \hat{\beta}/s_\beta$ . Mas devem ser confrontados contra os valores críticos também simulados por [Dickey & Fuller \(1981\)](#), de acordo com o modelo, o nível de significância e o tamanho da amostra. O critério de decisão define que, se  $\hat{t}_{\alpha\mu} < \tau_{\alpha\mu}^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de que o modelo tem constante. Com  $\hat{t}_{\alpha\tau} < \tau_{\alpha\tau}^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de que o modelo tem constante para o modelo 3. Com  $\hat{t}_{\beta\tau} < \tau_{\beta\tau}^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de que o modelo tem tendência para o modelo 3. Há ainda os testes conjuntos baseados em estatística F, construídos pelos modelos restritos e irrestritos, para avaliar os coeficientes deterministas. Cada estatística F ( $\hat{\Phi}_1$  no modelo 2 e  $\hat{\Phi}_2$  e  $\hat{\Phi}_3$  no modelo 3) deve ser confrontada com os valores também simulados por [Dickey & Fuller \(1981\)](#), rejeitando  $H_0$  quando  $\hat{\Phi}_i > \Phi_i^{crit}$ .

Os testes foram executados no modelo completo para todas as variáveis. Os valores críticos de [Dickey & Fuller \(1981\)](#) para os coeficientes deterministas, considerando uma amostra de 100 observações, a 1% de significância, são  $\tau_{\alpha\tau}^{crit} = 3.78$ ,  $\tau_{\beta\tau}^{crit} = 3.53$ .



Os resultados para cada variável foram detalhados abaixo.

**LJUOREAL** Ver figura 9. Foram necessárias 11 defasagens da variável explicada para extrair a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 87 observações é  $\tau^{crit} = -4.0661$ , a 1%.  $\hat{t}_1 < \tau^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de 3 raízes unitárias.

**LDLSP** Ver figura 10. Foram necessárias 10 defasagens da variável explicada para extrair a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 88 observações é  $\tau^{crit} = -4.0648$ , a 1%.  $\hat{t}_1 < \tau^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de 3 raízes unitárias.

**LNFSF** Ver figura 11. Foram necessárias 12 defasagens da variável explicada para extrair a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 86 observações é  $\tau^{crit} = -4.0673$ , a 1%.  $\hat{t}_1 < \tau^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de 3 raízes unitárias.

**LIPCA** Ver figura 12. Foram necessárias 12 defasagens da variável explicada para extrair a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 86 observações é  $\tau^{crit} = -4.0673$ , a 1%.  $\hat{t}_1 < \tau^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de 3 raízes unitárias.

Para todas as especificações observou-se  $\hat{t}_{\alpha\tau} < \tau_{\alpha\tau}^{crit}$  e  $\hat{t}_{\beta\tau} < \tau_{\beta\tau}^{crit}$ , donde rejeita-se individualmente a presença de constante e tendência. O modelo 3 não é adequado para qualquer das variáveis e deve-se passar ao modelo 2, apenas com constante.

Então os testes foram executados no modelo com apenas constante, para todas as variáveis. O valor crítico de [Dickey & Fuller \(1981\)](#) para a constante, considerando uma amostra de 100 observações é  $\tau_{\alpha\mu}^{crit} = 3.22$ , a 1% de significância.

Os resultados para cada variável foram detalhados abaixo.

**LJUOREAL** Ver figura 13. Foram necessárias 11 defasagens da variável explicada para extrair a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 87 observações é  $\tau^{crit} = -3.5063$ , a 1%.  $\hat{t}_1 < \tau^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de 3 raízes unitárias.

**LDLSP** Ver figura 14. Foram necessárias 10 defasagens da variável explicada para extrair a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 88 observações é  $\tau^{crit} = -3.5054$ , a 1%.  $\hat{t}_1 < \tau^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de 3 raízes unitárias.

**LNFSF** Ver figura 15. Foram necessárias 10 defasagens da variável explicada para extrair a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 88 observações é  $\tau^{crit} = -3.5054$ , a 1%.  $\hat{t}_1 < \tau^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de 3 raízes unitárias.

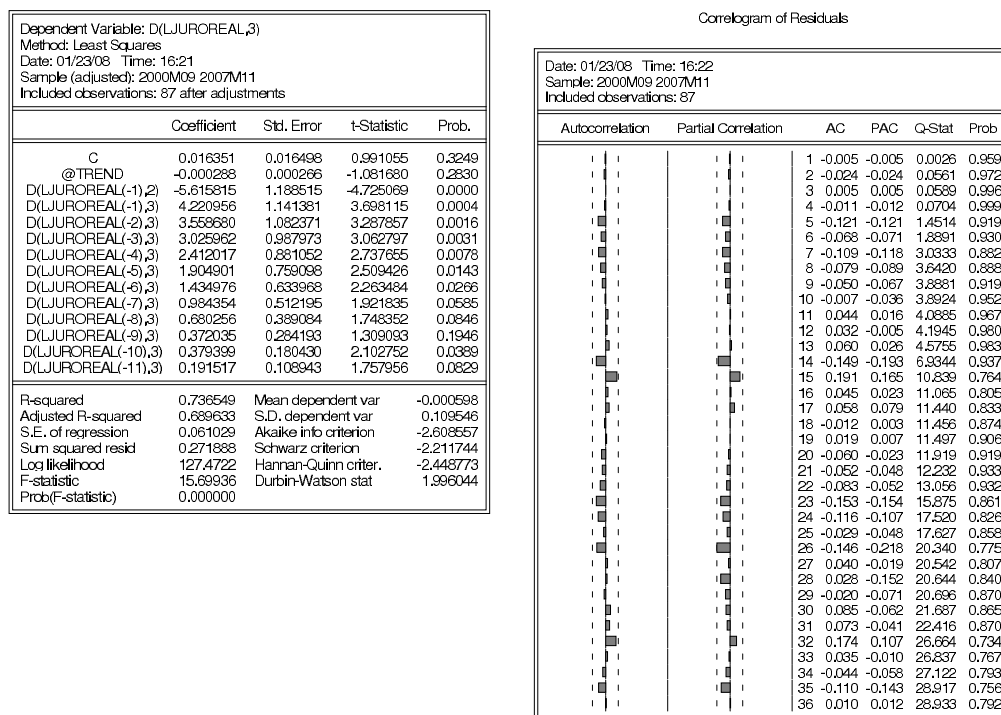


Figura 9: Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LJUOREAL, modelo com intercepto e tendência

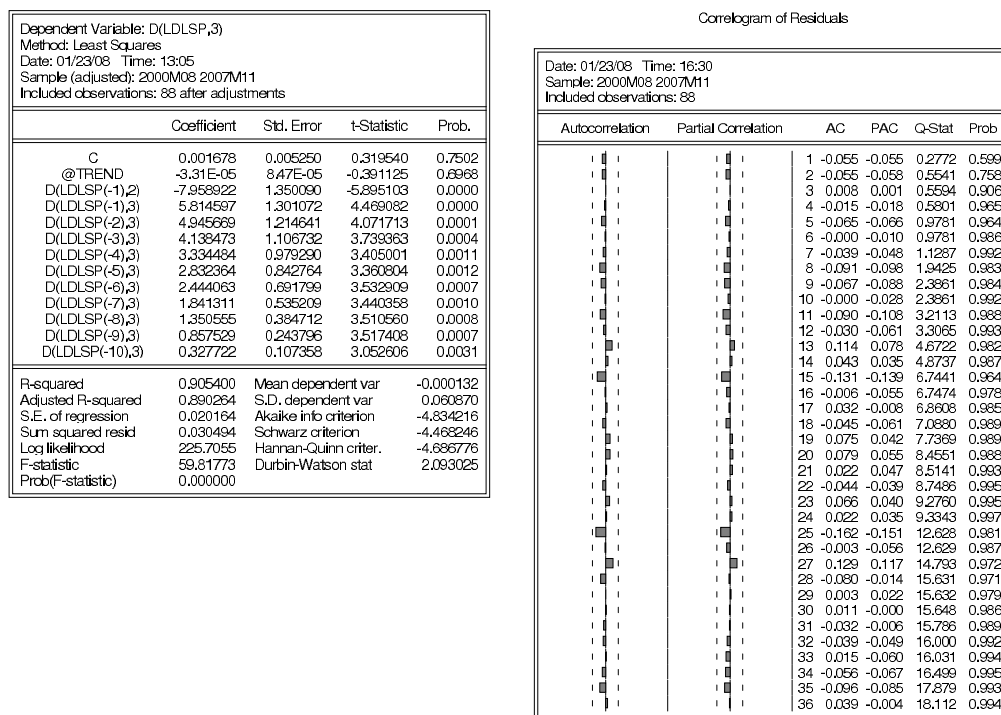


Figura 10: Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LDLSP, modelo com intercepto e tendência

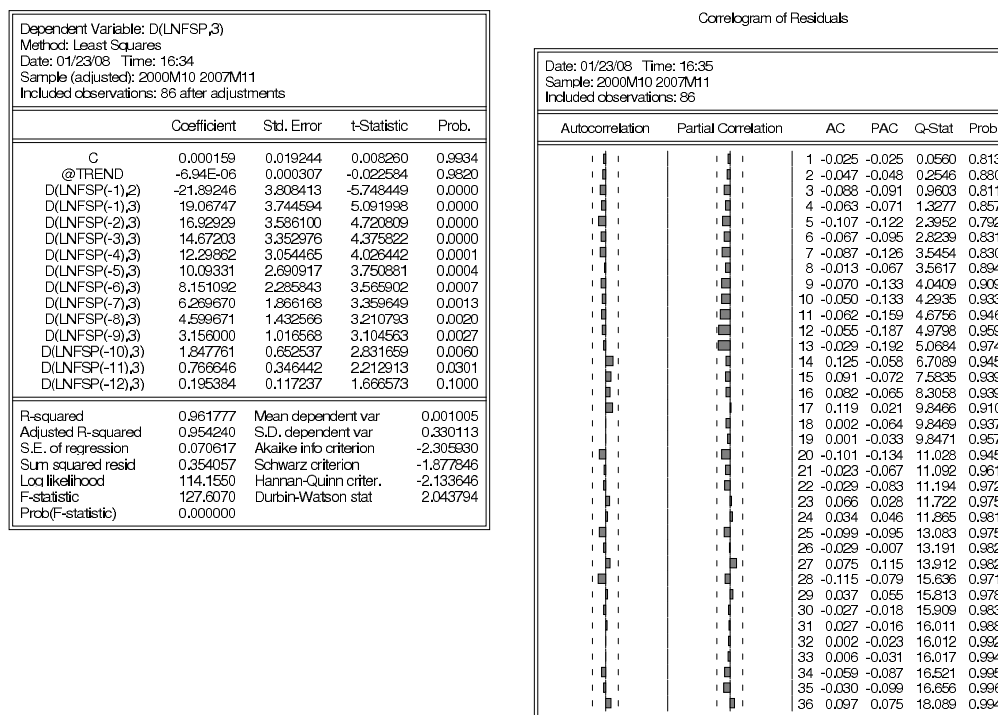


Figura 11: Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LNFSP, modelo com intercepto e tendência

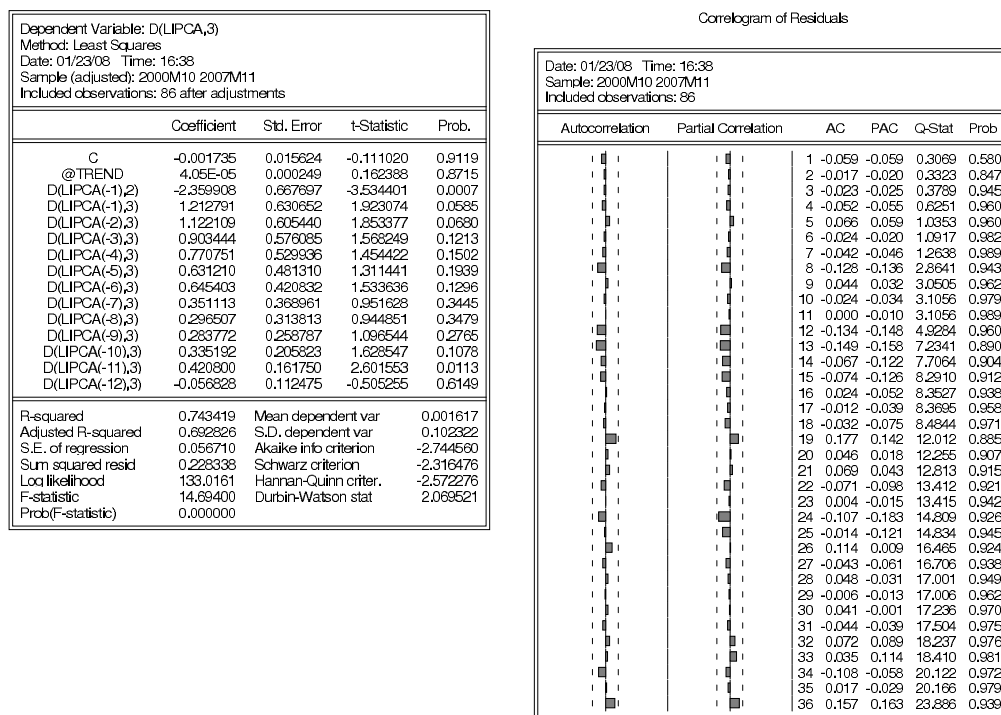


Figura 12: Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LIPCA, modelo com intercepto e tendência

**LIPCA** Ver figura 16. Foram necessárias 12 defasagens da variável explicada para extrair a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 86 observações é  $\tau^{crit} = -3.5072$ , a 1%.  $\hat{t}_1 < \tau^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de 3 raízes unitárias.

Para todas as especificações observou-se  $\hat{t}_{\alpha\mu} < \tau_{\alpha\mu}^{crit}$ , donde rejeita-se individualmente a presença de constante. O modelo 2 também não é adequado para as variáveis e deve-se passar ao modelo 1, sem constante nem tendência determinística.

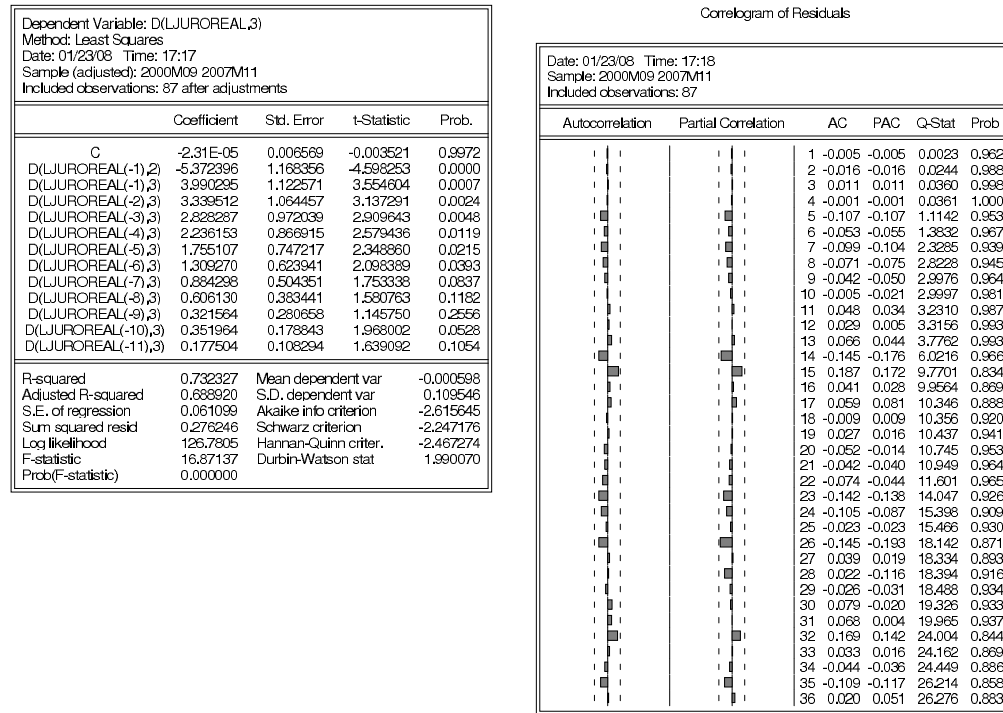


Figura 13: Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LJUROREAL, modelo com intercepto

As estimações foram realizadas com o modelo básico, para todas as variáveis.

Os resultados para cada variável foram detalhados abaixo.

**LJUROREAL** Ver figura 17. Foram necessárias 11 defasagens da variável explicada para extrair a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 87 observações é  $\tau^{crit} = -2.5897$ , a 1%.  $\hat{t}_1 < \tau^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de 3 raízes unitárias.

**LDLSP** Ver figura 18. Foram necessárias 10 defasagens da variável explicada para extrair a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 88 observações é  $\tau^{crit} =$

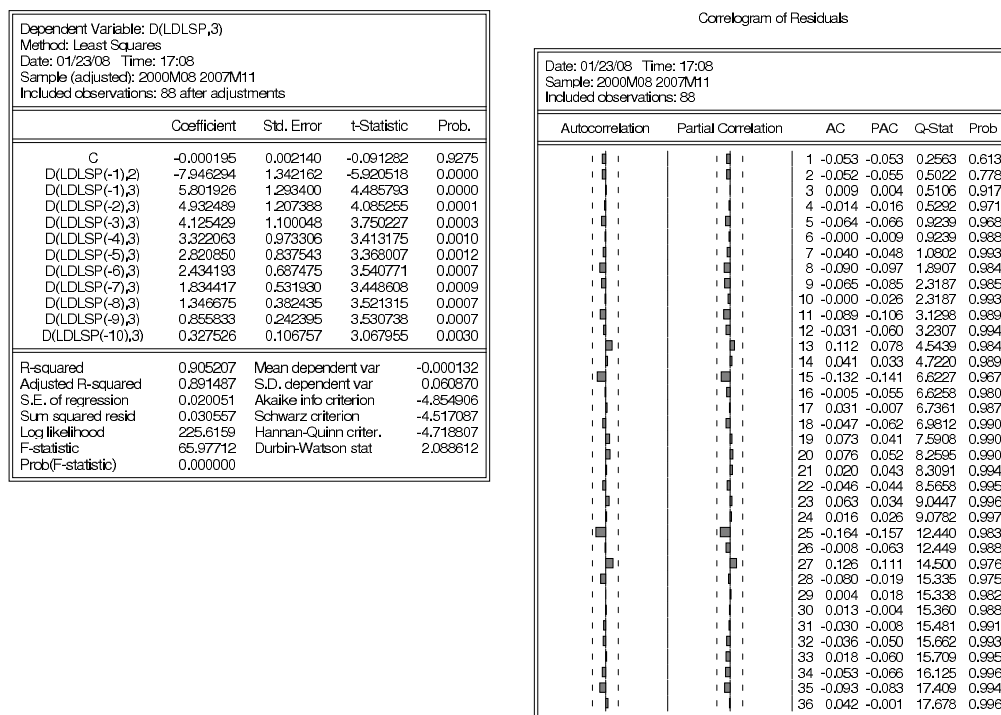


Figura 14: Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LDLSP, modelo com intercepto

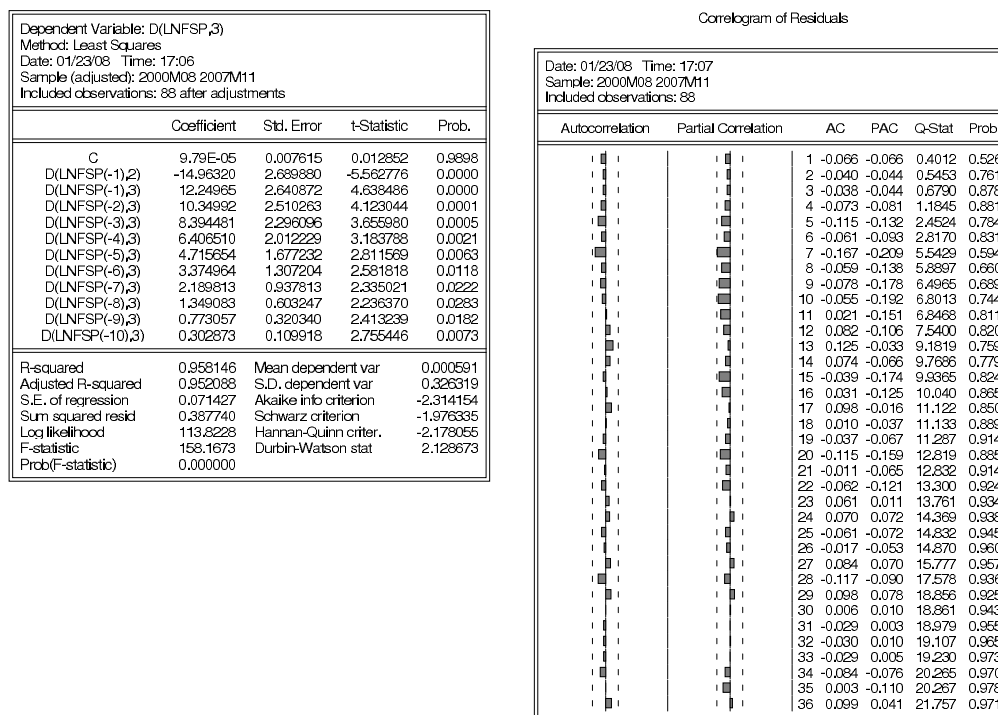


Figura 15: Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LNFSP, modelo com intercepto



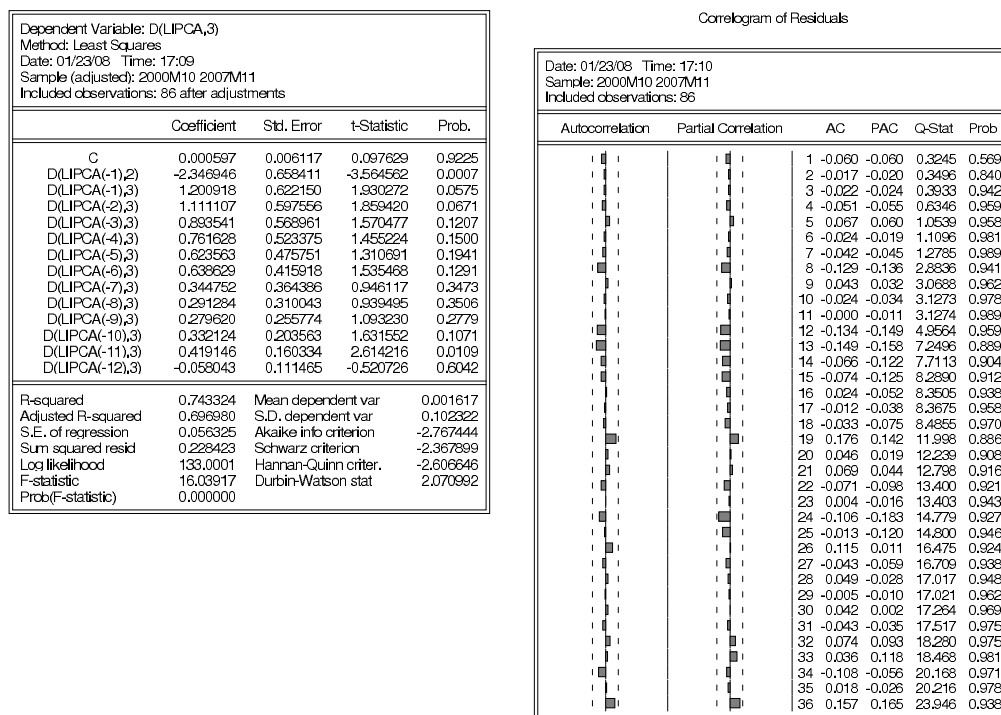


Figura 16: Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LIPCA, modelo com intercepto

-2.5894, a 1%.  $\hat{t}_1 < \tau^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de 3 raízes unitárias.

**LNFSF** Ver figura 19. Foram necessárias 11 defasagens da variável explicada para extrair a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 87 observações é  $\tau^{crit} = -2.5897$ , a 1%.  $\hat{t}_1 < \tau^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de 3 raízes unitárias.

**LIPCA** Ver figura 20. Foram necessárias 13 defasagens da variável explicada para extrair a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 85 observações é  $\tau^{crit} = -2.5902$ , a 1%.  $\hat{t}_1 < \tau^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de 3 raízes unitárias.

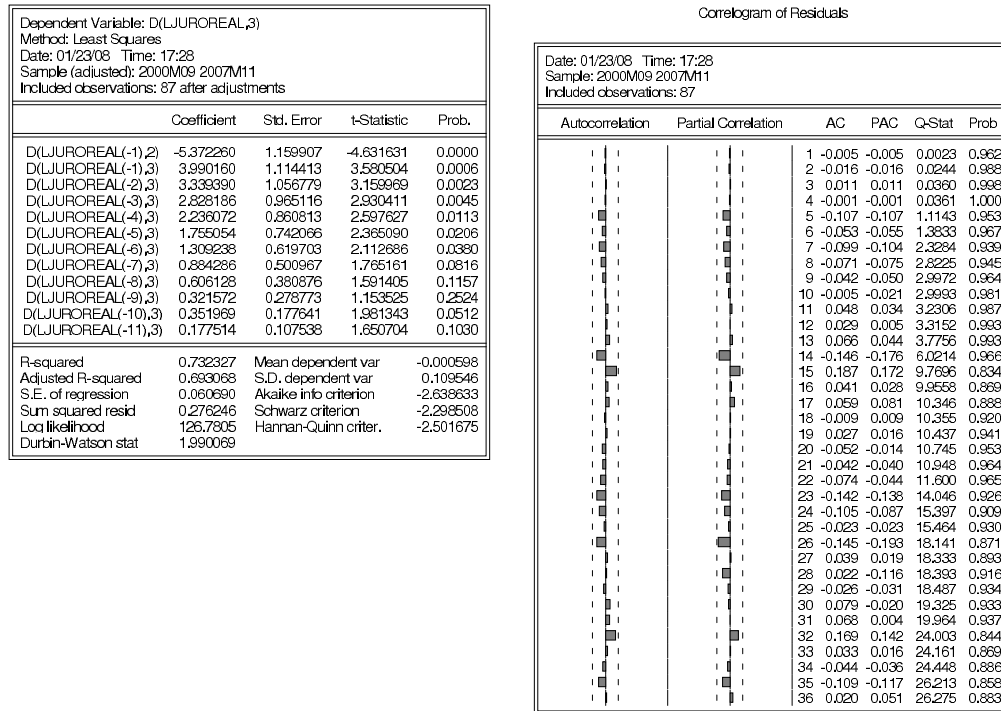


Figura 17: Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LJUROREAL, modelo básico

Como resumo da primeira etapa de testes, [Dickey & Pantula](#) rejeitam a hipótese de três raízes unitárias para todas as variáveis envolvidas. Os três modelos, com termos deterministas foram testados para todas as variáveis e o melhor ajuste aconteceu com o modelo básico, sem constante nem tendência. Ainda assim, todos os modelos testados rejeitam 3 raízes unitárias.

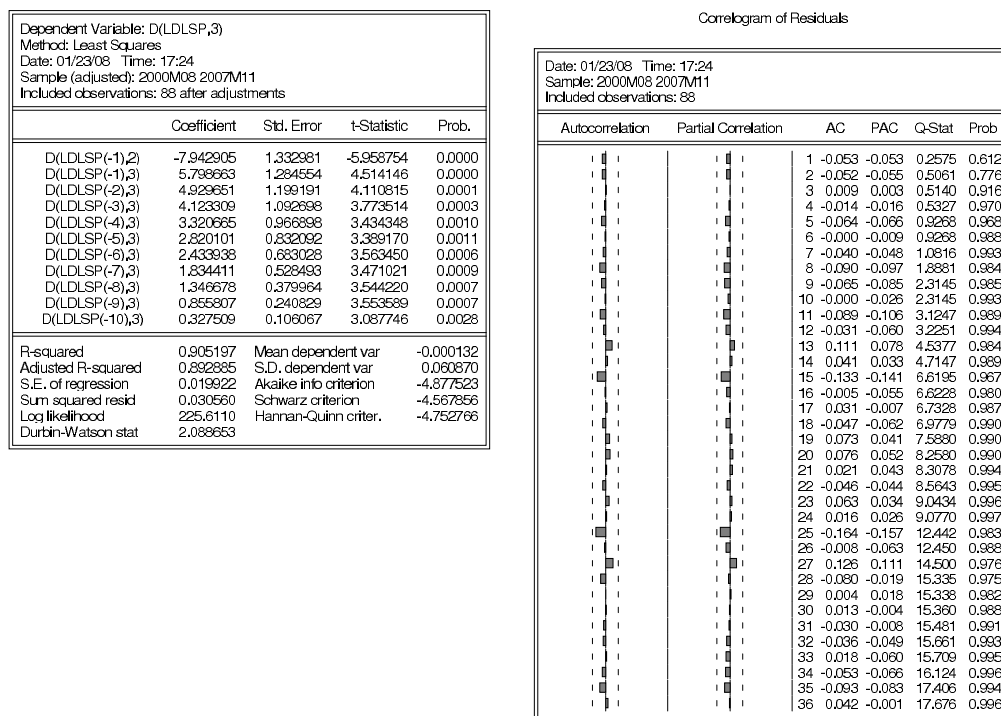


Figura 18: Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LDLSP, modelo básico

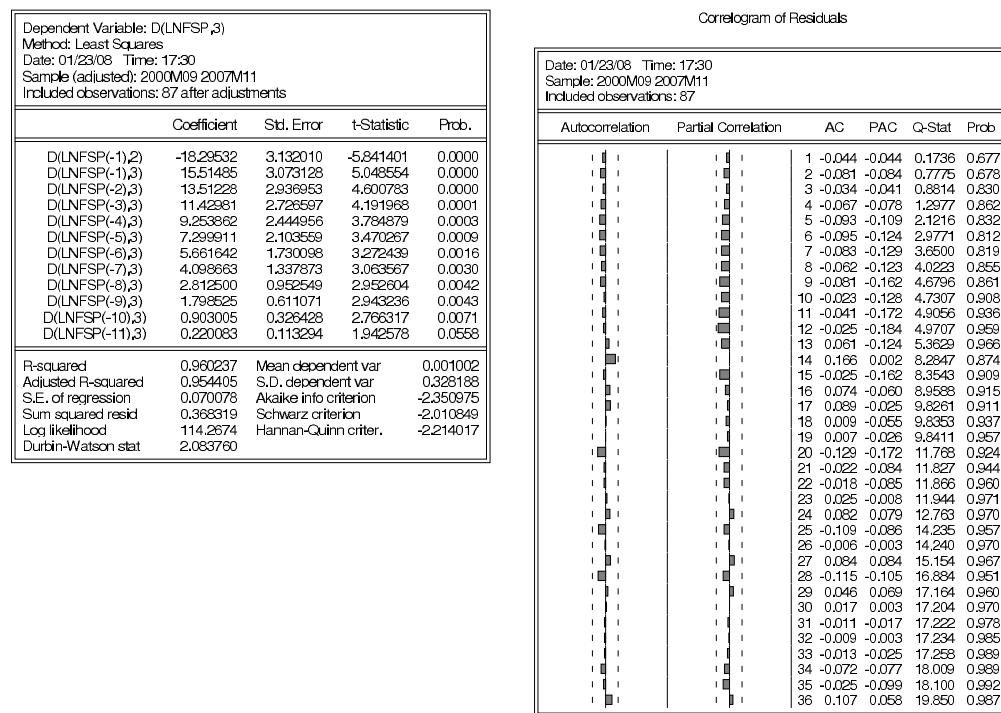


Figura 19: Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LNFSP, modelo básico

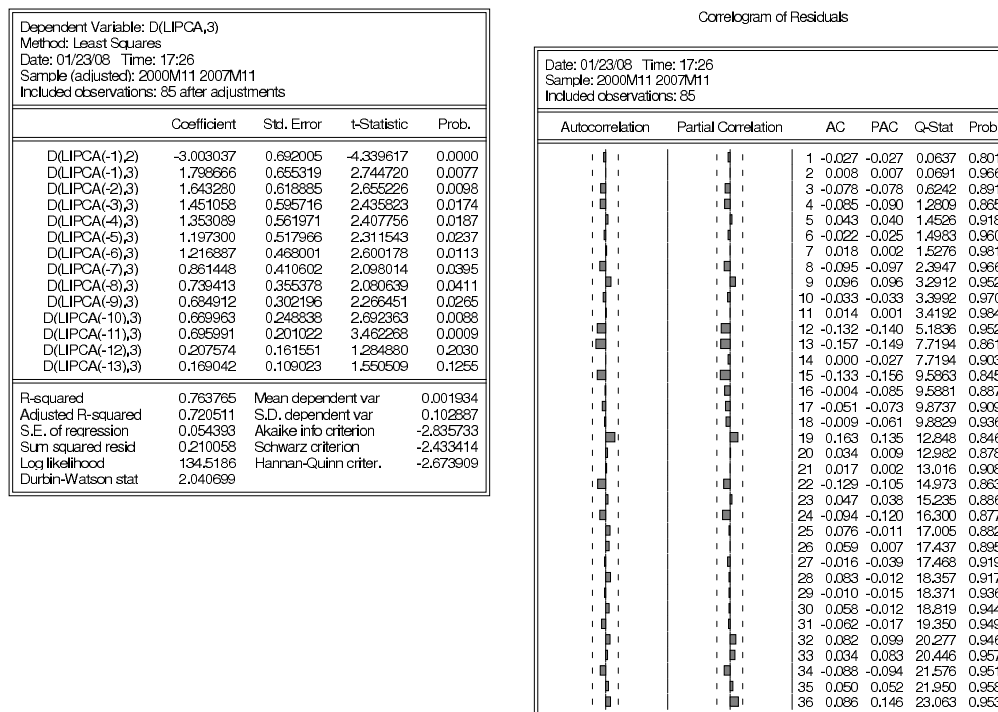


Figura 20: Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LIPCA, modelo básico

### C.1.2 Segunda etapa

A segunda etapa testa a hipótese nula de existência de 2 raízes unitárias, sob hipótese alternativa de até 1 raiz unitária. Também devem ser incluídas defasagens da variável dependente para retirar a correlação dos resíduos, observada pela análise do correlograma. O número de lags  $m$  é definido pelos mesmos critérios já citados na primeira etapa.

Os modelos testados têm as formas estruturais abaixo.

$$\begin{aligned}\nabla^3 y_t &= \beta_1 \nabla^2 y_{t-1} + \beta_2 \nabla y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \nabla^3 y_{t-i} + \varepsilon_t \\ \nabla^3 y_t &= \alpha + \beta_1 \nabla^2 y_{t-1} + \beta_2 \nabla y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \nabla^3 y_{t-i} + \varepsilon_t \\ \nabla^3 y_t &= \alpha + \beta t + \beta_1 \nabla^2 y_{t-1} + \beta_2 \nabla y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \nabla^3 y_{t-i} + \varepsilon_t\end{aligned}$$

O teste de hipóteses individual de [Dickey & Pantula](#) para a segunda etapa prevê:

$$\begin{cases} H_0 & : \beta_1 < 0, \beta_2 = 0 \\ H_A & : \beta_1 < 0, \beta_2 < 0 \end{cases}$$

As estatísticas do teste são  $t_1 = \hat{\beta}_1/s_{\beta_1}$  e  $t_2 = \hat{\beta}_2/s_{\beta_2}$ . Os valores críticos foram calculados por [Dickey & Fuller \(1981\)](#) e também simulados por Mackinnon, esses os utilizados a seguir. O critério de decisão define que, se  $\hat{t}_1 < \tau^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula.

A construção da estatística para os testes com os coeficientes deterministas é similar à primeira etapa:  $t_\alpha = \hat{\alpha}/s_\alpha$  e  $t_\beta = \hat{\beta}/s_\beta$ . Os valores críticos estão disponíveis em [Dickey & Fuller \(1981\)](#), de acordo com o modelo utilizado, o nível de significância e o tamanho da amostra. O critério de decisão define: se  $\hat{t}_{\alpha\mu} < \tau_{\alpha\mu}^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de que o modelo tem constante; se  $\hat{t}_{\alpha\tau} < \tau_{\alpha\tau}^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de que o modelo tem constante e  $\hat{t}_{\beta\tau} < \tau_{\beta\tau}^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de que o modelo tem tendência, para o modelo 3. Também estão disponíveis os testes conjuntos baseados em estatística F.

Os testes foram executados inicialmente para o modelo completo, para todas as variáveis em estudo. Os valores críticos de [Dickey & Fuller \(1981\)](#) para os coeficientes

deterministas, considerando uma amostra de 100 observações, a 1% de significância, são  $\tau_{\alpha\tau}^{crit} = 3.78$ ,  $\tau_{\beta\tau}^{crit} = 3.53$ .

Os resultados para cada variável foram detalhados abaixo.

**LJUOREAL** Ver figura 21. Foram necessárias 9 defasagens da variável explicada para resolver a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 89 observações é  $\tau^{crit} = -3.1560$ , a 10%.  $\hat{t}_1 > \tau^{crit}$ ,  $\hat{t}_2 > \tau^{crit}$ , não se rejeita a hipótese nula de 2 raízes unitárias. Todavia o modelo estimado tem coeficientes deterministas.  $\hat{t}_{\alpha\tau} < \tau_{\alpha\tau}^{crit}$  e  $\hat{t}_{\beta\tau} < \tau_{\beta\tau}^{crit}$ , o que garante que esses coeficientes não são significativos, o modelo não é válido Deve-se passar ao modelo 2.

**LDLSP** Ver figura 22. Foram necessárias 5 defasagens da variável explicada para resolver a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 93 observações é  $\tau^{crit} = -4.0591$ , a 1%.  $\hat{t}_1 > \tau^{crit}$ , mas  $\hat{t}_2 < \tau^{crit}$ . O coeficiente  $\beta_1$  contradiz o resultado da primeira etapa e será desconsiderado. O correlograma está bem ajustado. Rejeita-se a hipótese nula de 2 raízes unitárias. Esse modelo também tem coeficientes deterministas e  $\hat{t}_{\alpha\tau} < \tau_{\alpha\tau}^{crit}$  e  $\hat{t}_{\beta\tau} < \tau_{\beta\tau}^{crit}$ . Os coeficientes não são significativos e devem ser retirados do modelo. Deve-se passar ao modelo 2.

**LNFSF** Ver figura 23. Foram necessárias 9 defasagens da variável explicada para resolver a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 89 observações é  $\tau^{crit} = -4.0636$ , a 1%.  $\hat{t}_1 > \tau^{crit}$ , contradizendo a primeira etapa, será desconsiderado.  $\hat{t}_2 < \tau^{crit}$  e rejeita-se a hipótese nula de 2 raízes unitárias. Novamente,  $\hat{t}_{\alpha\tau} < \tau_{\alpha\tau}^{crit}$  e  $\hat{t}_{\beta\tau} < \tau_{\beta\tau}^{crit}$  e os coeficientes não são significativos. Deve-se prosseguir com o modelo sem tendência.

**LIPCA** Ver figura 24. Foram necessárias 12 defasagens da variável explicada para resolver a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 86 observações é  $\tau^{crit} = -3.4620$ , a 5%.  $\hat{t}_1 > \tau^{crit}$ , contradizendo a primeira etapa, não é levando em conta.  $\hat{t}_2 < \tau^{crit}$ , donde rejeita-se a hipótese nula de 2 raízes unitárias. Também para o IPCA,  $\hat{t}_{\alpha\tau} < \tau_{\alpha\tau}^{crit}$  e  $\hat{t}_{\beta\tau} < \tau_{\beta\tau}^{crit}$ . Deve-se prosseguir com o modelo sem tendência.

Em síntese, para todas as especificações observou-se  $\hat{t}_{\alpha\tau} < \tau_{\alpha\tau}^{crit}$  e  $\hat{t}_{\beta\tau} < \tau_{\beta\tau}^{crit}$ , o que rejeita individualmente a presença de constante e tendência. O modelo 3 não é adequado para essas variáveis e deve-se passar ao modelo 2, apenas com constante.

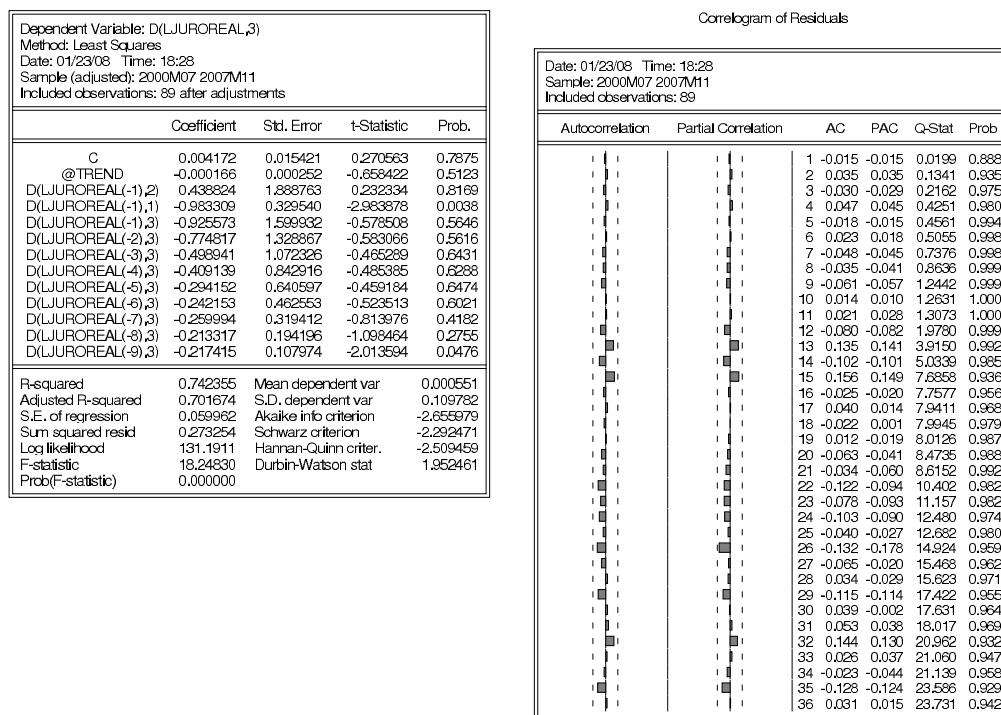


Figura 21: Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LJUOREAL, modelo com intercepto e tendência

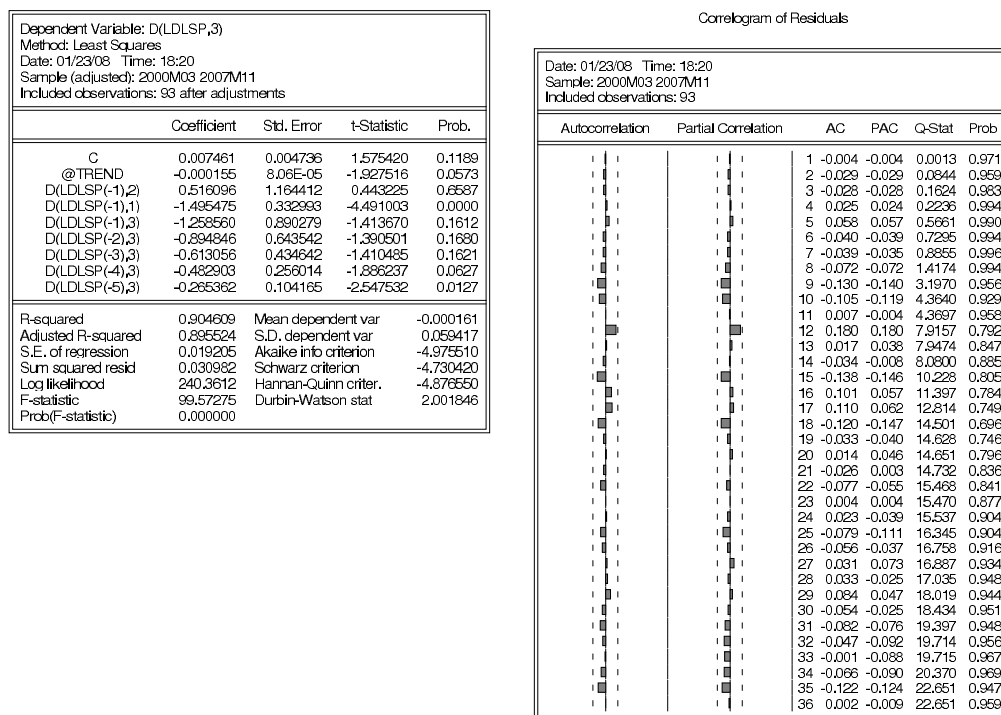


Figura 22: Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LDLSP, modelo com intercepto e tendência



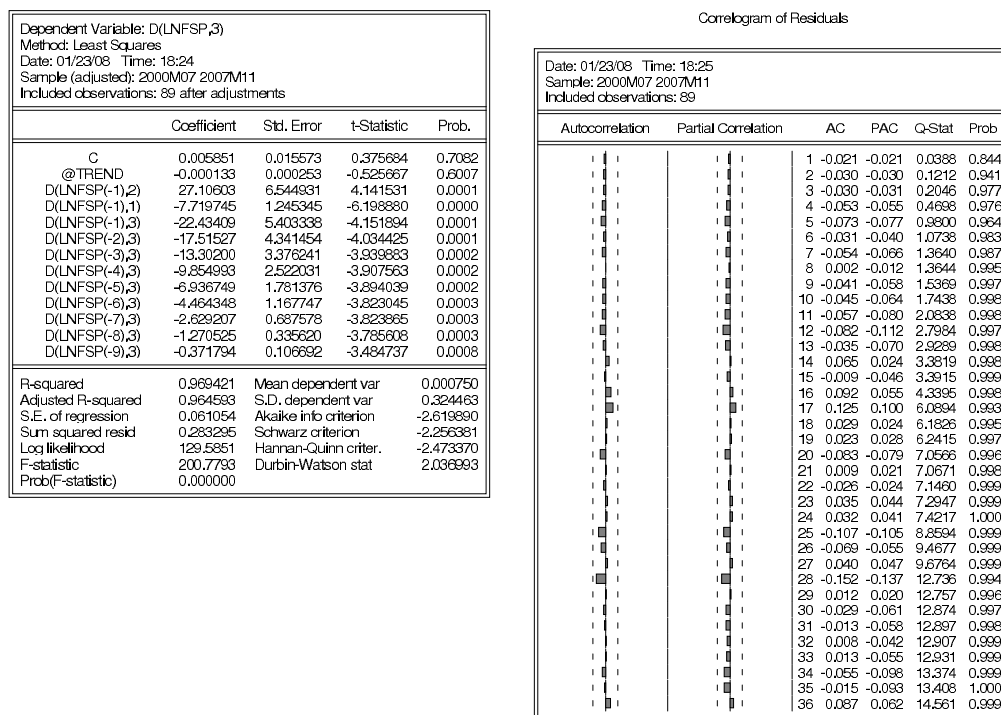


Figura 23: Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LNFSP, modelo com intercepto e tendência

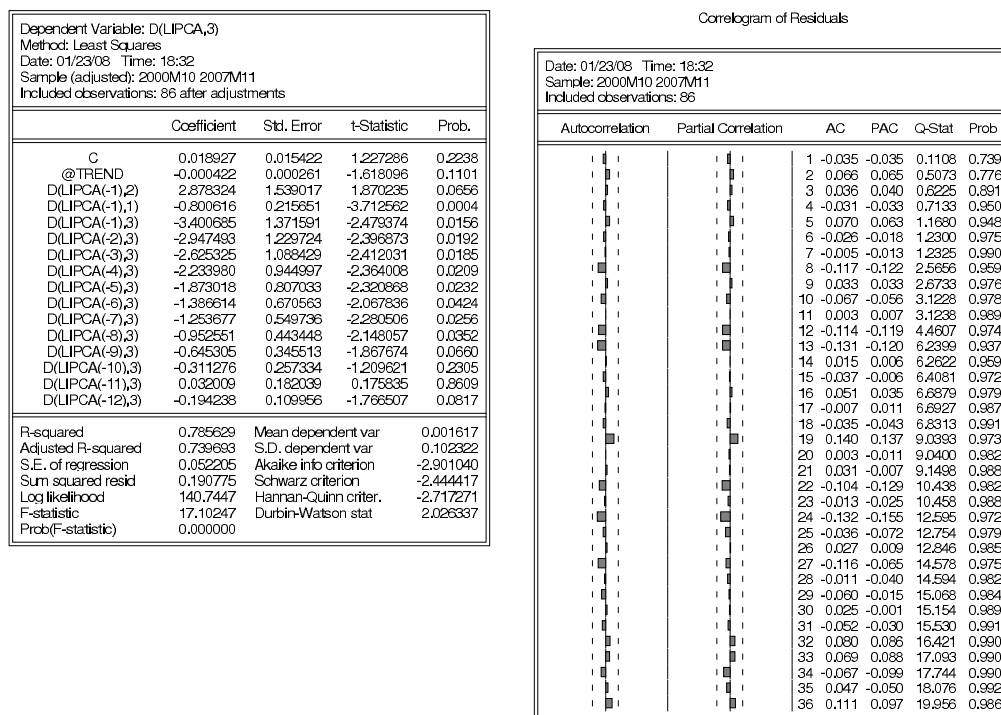


Figura 24: Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LIPCA, modelo com intercepto e tendência

Agora foram executadas as especificações para o modelo 2, apenas com intercepto, para todas as variáveis. O valor crítico de [Dickey & Fuller \(1981\)](#) para a constante, considerando uma amostra de 100 observações é  $\tau_{\alpha\mu}^{crit} = 3.22$ , a 1% de significância.

Os resultados para cada variável foram detalhados abaixo.

**LJUOREAL** Ver figura [25](#). Foram necessárias 9 defasagens da variável explicada para extrair a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 89 observações é  $\tau^{crit} = -2.8947$ , a 5%.  $\hat{t}_1 > \tau^{crit}$ , uma contradição com a etapa anterior. Desconsiderou-se. Mas  $\hat{t}_2 < \tau^{crit}$  e rejeita-se a hipótese nula de 2 raízes unitárias. Todavia,  $\hat{t}_{\alpha\mu} < \tau_{\alpha\mu}^{crit}$  a constante não tem significância e deve ser retirada. O modelo a estimar é o básico, sem tendência nem constante.

**LDLSP** Ver figura [26](#). Foram necessárias 10 defasagens da variável explicada para extrair a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 88 observações é  $\tau^{crit} = -2.5842$ , a 10%.  $\hat{t}_1 > \tau^{crit}$  e  $\hat{t}_2 > \tau^{crit}$ , indicando que não se rejeita a hipótese de 2 raízes unitárias. Todavia a constante não é significativa e deve ser extraída da especificação, pois  $\hat{t}_{\alpha\mu} < \tau_{\alpha\mu}^{crit}$ . O modelo que melhor ajusta a variável é o modelo básico.

**LNFSF** Ver figura [27](#). Foram necessárias 9 defasagens da variável explicada para extrair a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 89 observações é  $\tau^{crit} = -3.5046$ , a 1%.  $\hat{t}_1 > \tau^{crit}$ , o que contradiz a primeira etapa. Desconsidera-se.  $\hat{t}_2 < \tau^{crit}$ , donde rejeita-se a hipótese nula de 2 raízes unitárias, a 1%. Mas com  $\hat{t}_{\alpha\mu} < \tau_{\alpha\mu}^{crit}$  o modelo não é o melhor ajuste e deve-se estimar o modelo sem constante.

**LIPCA** Ver figura [28](#). Foram necessárias 11 defasagens da variável explicada para extrair a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 87 observações é  $\tau^{crit} = -3.5063$ , a 1%.  $\hat{t}_1 > \tau^{crit}$ , contradizendo a primeira etapa, não é levando em conta.  $\hat{t}_2 < \tau^{crit}$ , donde rejeita-se a hipótese nula de 2 raízes unitárias, a 1%. Mas  $\hat{t}_{\alpha\mu} < \tau_{\alpha\mu}^{crit}$ . O modelo com intercepto não é adequado, deve-se proceder à estimação do modelo básico.

Logo, para todas as especificações observou-se  $\hat{t}_{\alpha\mu} < \tau_{\alpha\mu}^{crit}$ , o que leva a rejeição do modelo 1 para ajustar todas as variáveis. O modelo de melhor ajuste é o modelo 1, sem constante nem tendência, que será estimado a seguir.

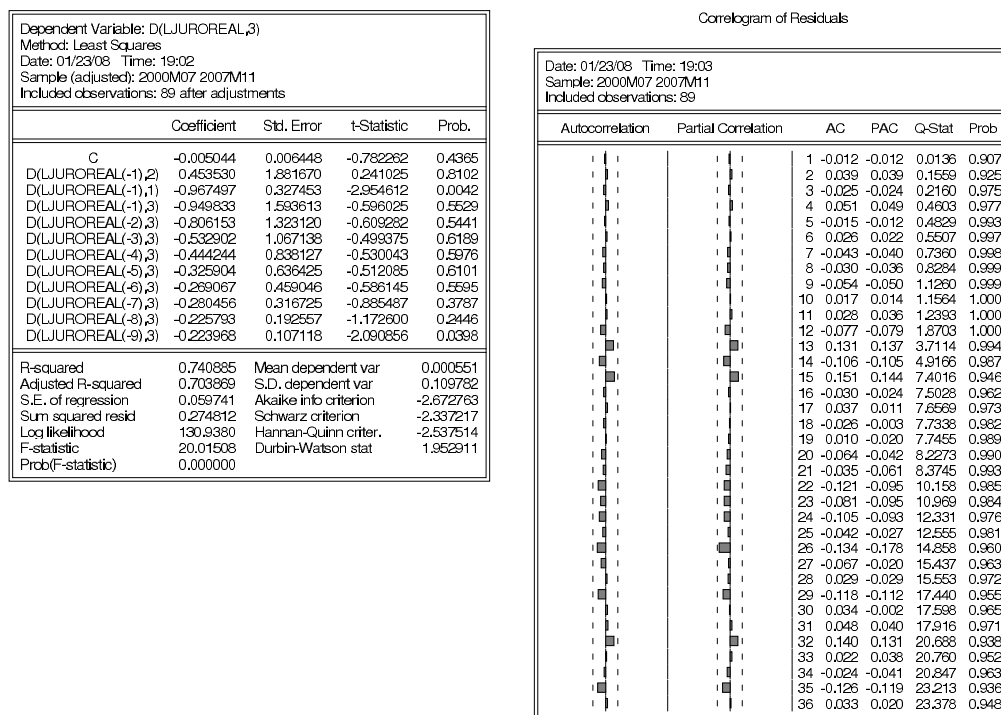


Figura 25: Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LJUOREAL, modelo com intercepto

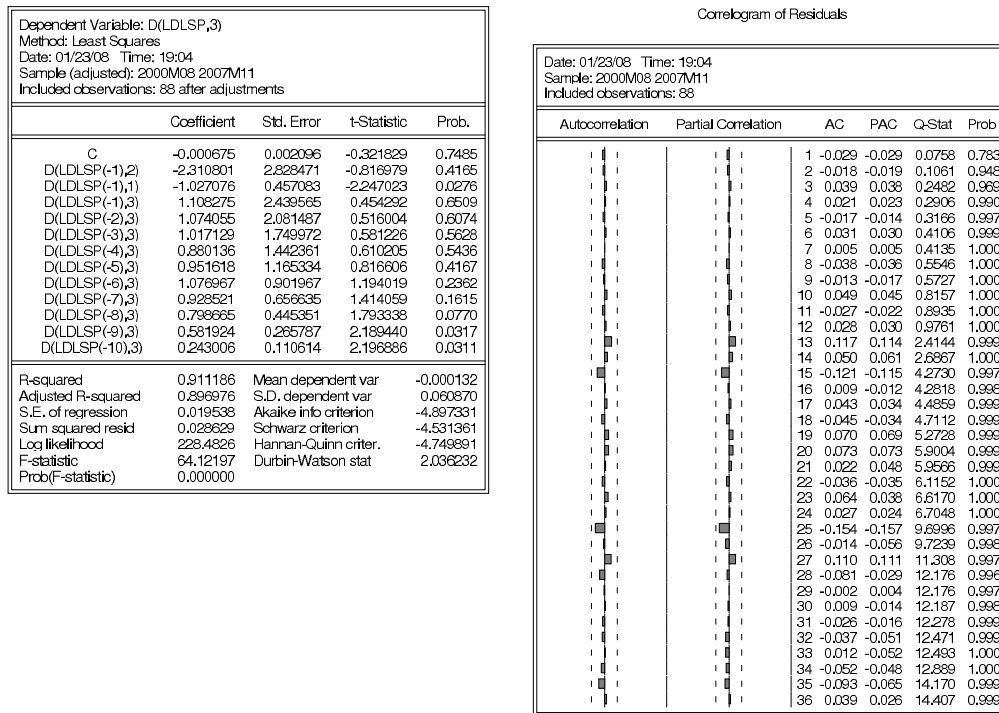


Figura 26: Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LDLSP, modelo com intercepto

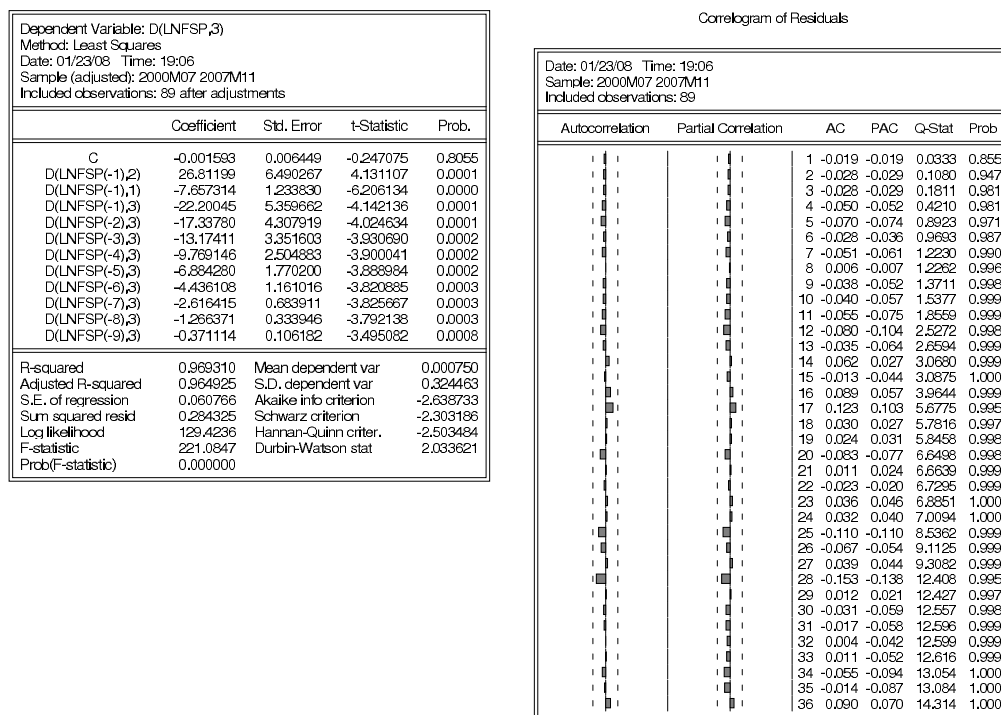


Figura 27: Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LNFSP, modelo com intercepto

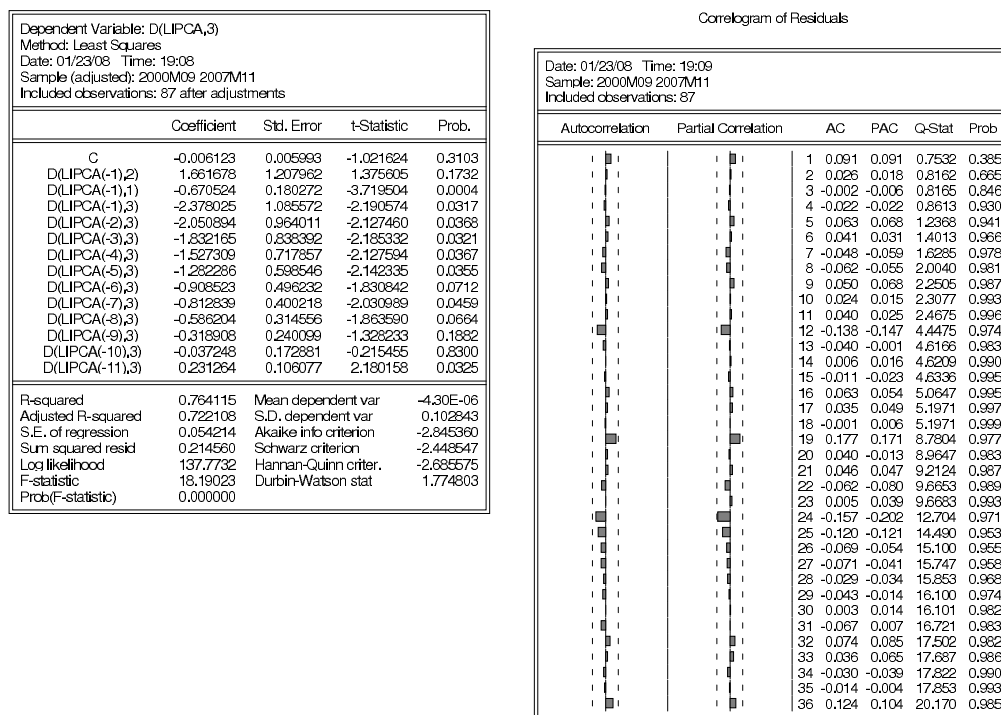


Figura 28: Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LIPCA, modelo com intercepto

Como os modelos anteriores rejeitaram com veemência a presença de intercepto ou tendência, os resultados para o modelo básico representam o melhor ajuste e decidirão a segunda etapa do modelo.

As estimações a seguir são para o modelo básico, para todas as variáveis.

Os resultados para cada variável foram assim detalhados:

**LJUOREAL** Ver figura 29. Foram necessárias 9 defasagens da variável explicada para resolver a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 89 observações é  $\tau^{crit} = -2.5891$ , a 1%.  $\hat{t}_2 < \tau^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de 2 raízes unitárias.

**LDLSP** Ver figura 30. Foram necessárias 10 defasagens da variável explicada para resolver a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 88 observações é  $\tau^{crit} = -1.9438$ , a 5%.  $\hat{t}_2 < \tau^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de 2 raízes unitárias.

**LNFSF** Ver figura 31. Foram necessárias 9 defasagens da variável explicada para resolver a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 89 observações é  $\tau^{crit} = -2.5891$ , a 1%.  $\hat{t}_2 < \tau^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de 2 raízes unitárias.

**LIPCA** Ver figura 32. Foram necessárias 11 defasagens da variável explicada para resolver a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 87 observações é  $\tau^{crit} = -2.5897$ , a 1%.  $\hat{t}_2 < \tau^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de 2 raízes unitárias.

Para todas as variáveis no modelo 1 notou-se que  $\hat{t}_1 > \tau^{crit}$ , e isso contradiz a primeira etapa, pela expectativa de haver 3 raízes unitárias, hipótese já descartada. Desconsiderou-se.

A segunda etapa termina com a rejeição da hipótese nula de duas raízes unitárias para todas as variáveis em estudo, segundo o teste proposto por [Dickey & Pantula](#). Os três modelos não concordaram com essa hipótese e foi necessário verificar qual determina o melhor ajuste. O modelo básico ajustou finalmente todas as quatro variáveis.

Aceita-se o resultado do teste e assume que todas as variáveis têm, no máximo, uma raiz unitária. Isso torna possível utilizar dos diversos testes previstos na literatura econométrica para uma raiz unitária.

A seguir prossegue-se na metodologia de [Dickey & Pantula](#) com os testes para uma raiz unitária.



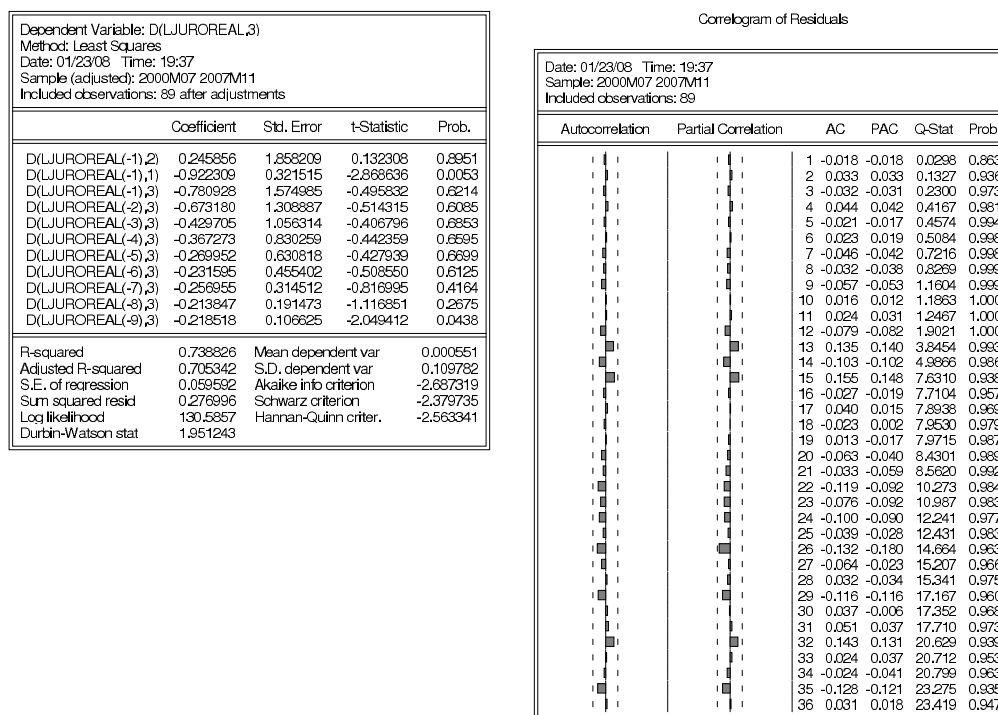


Figura 29: Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LJUOREAL, modelo básico

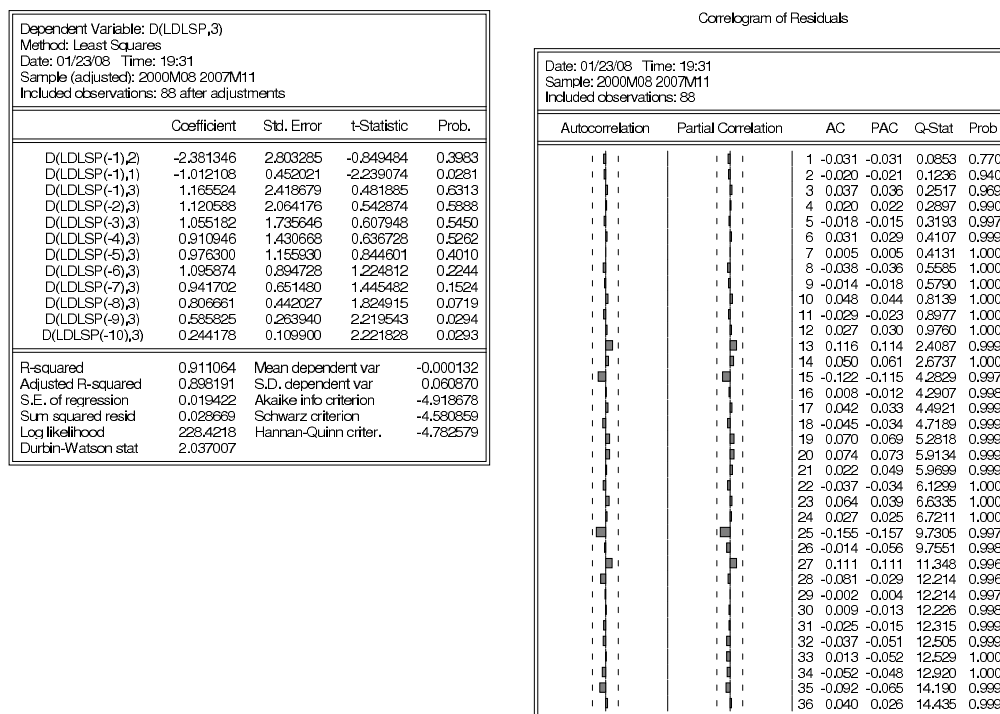


Figura 30: Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LDLSP, modelo básico

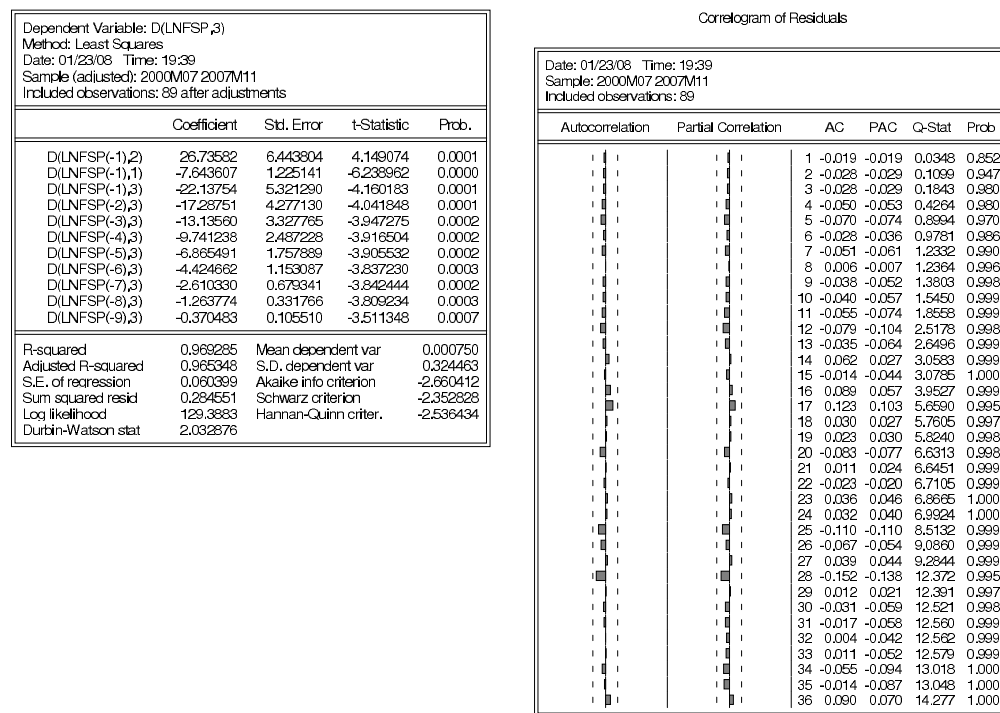


Figura 31: Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LNFSP, modelo básico

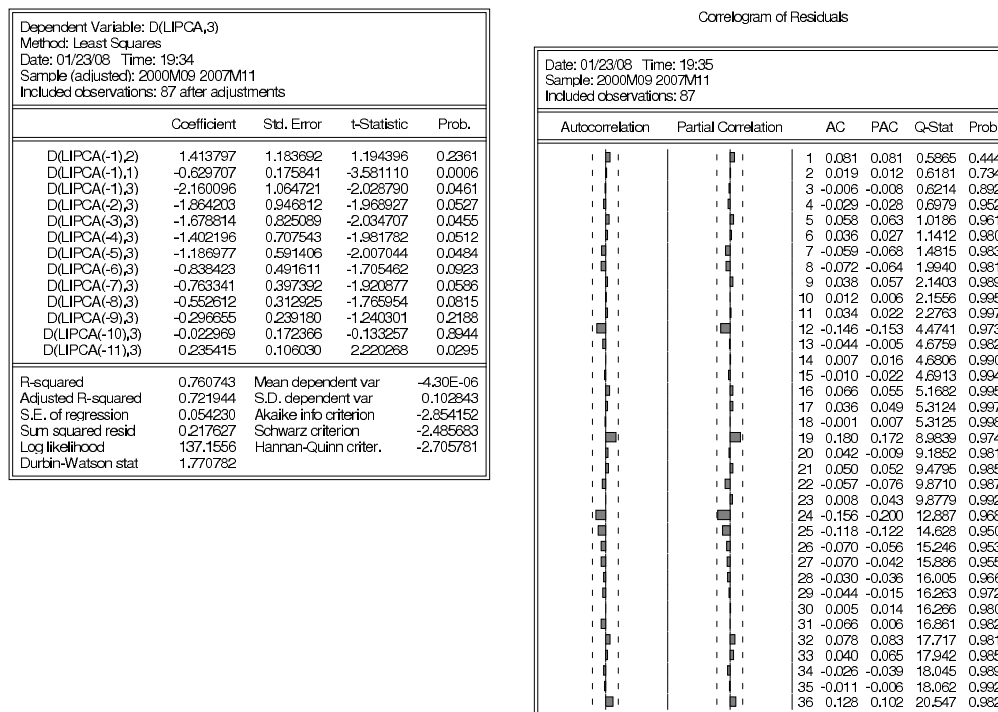


Figura 32: Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LIPCA, modelo básico

### C.1.3 Terceira etapa

A terceira etapa dos testes de [Dickey & Pantula](#) testará a hipótese nula de 1 raiz unitária contra hipótese alternativa de estacionaridade. Os três modelos tem a seguinte estrutura nessa etapa:

$$\begin{aligned}\nabla^3 y_t &= \beta_1 \nabla^2 y_{t-1} + \beta_2 \nabla y_{t-1} + \beta_3 y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \nabla^3 y_{t-i} + \varepsilon_t \\ \nabla^3 y_t &= \alpha + \beta_1 \nabla^2 y_{t-1} + \beta_2 \nabla y_{t-1} + \beta_3 y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \nabla^3 y_{t-i} + \varepsilon_t \\ \nabla^3 y_t &= \alpha + \beta t + \beta_1 \nabla^2 y_{t-1} + \beta_2 \nabla y_{t-1} + \beta_3 y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \nabla^3 y_{t-i} + \varepsilon_t\end{aligned}$$

Durante a fase de estimação dos modelos novamente foi necessário observar o correlograma dos resíduos. Defasagens foram acrescentadas ao modelo, também nessa etapa. Os critérios permanecem aqueles já citados, a significância da última defasagem incluída, os critérios de informação e o correlograma dos resíduos. O número de lags  $m$  adequado para cada especificação será informado adiante.

O teste de hipóteses individual de [Dickey & Pantula](#) para a terceira etapa prevê:

$$\begin{cases} H_0 & : \beta_1 < 0, \beta_2 < 0, \beta_3 = 0 \\ H_A & : \beta_1 < 0, \beta_2 < 0, \beta_3 < 0 \end{cases}$$

As estatísticas do teste são  $t_1 = \hat{\beta}_1/s_{\beta_1}$ ,  $t_2 = \hat{\beta}_2/s_{\beta_2}$  e  $t_3 = \hat{\beta}_3/s_{\beta_3}$ . Os valores críticos foram obtidos por Mackinnon. O critério de decisão é: se  $\{\hat{t}_1, \hat{t}_2, \hat{t}_3\} < \tau^{crit}$  então rejeita-se a hipótese nula.

A construção da estatística para os testes com os coeficientes deterministas é similar às etapas anteriores. Os valores críticos são tomados emprestados do artigo de [Dickey & Fuller \(1981\)](#), para cada modelo utilizado, dados o nível de significância e o tamanho da amostra. O critério de decisão é idêntico às etapas passadas.

A seqüência empregada foi novamente começar pelo modelo mais completo, verificando a significância dos termos deterministas. Os valores críticos de [Dickey & Fuller \(1981\)](#) para os coeficientes deterministas, considerando uma amostra de 100 observações,

a 1% de significância, são  $\tau_{\alpha\tau}^{crit} = 3.78$ ,  $\tau_{\beta\tau}^{crit} = 3.53$ .

Os resultados para cada variável estão abaixo detalhados.

**LJUOREAL** Ver figura 33. Foram necessárias 8 defasagens da variável explicada para resolver a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 90 observações é  $\tau^{crit} = -3.1557$ , a 10%. Com  $\hat{t}_3 > \tau^{crit}$ , não se rejeita a hipótese nula de uma raiz unitária. Todavia o modelo estimado tem coeficientes deterministas.  $\hat{t}_{\alpha\tau} < \tau_{\alpha\tau}^{crit}$  e  $\hat{t}_{\beta\tau} < \tau_{\beta\tau}^{crit}$ , e isso impõe que se rejeite esse modelo pois os coeficientes devem ser retirados da especificação. Deve-se passar ao modelo 2.

**LDLSP** Ver figura 34. Foram necessárias 5 defasagens da variável explicada para resolver a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 93 observações é  $\tau^{crit} = -3.1548$ , a 10%. Tem-se  $\hat{t}_3 > \tau^{crit}$ , que não permite rejeitar  $H_0$ . Esse modelo com coeficientes deterministas tem  $\hat{t}_{\alpha\tau} < \tau_{\alpha\tau}^{crit}$  e  $\hat{t}_{\beta\tau} < \tau_{\beta\tau}^{crit}$ . Os coeficientes não são significativos e serão retirados do modelo.

**LNFSF** Ver figura 35. Foram necessárias 9 defasagens da variável explicada para resolver a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 89 observações é  $\tau^{crit} = -3.1560$ , a 10%.  $\hat{t}_3 > \tau^{crit}$ , e não se rejeita a hipótese nula de uma raiz unitária. Novamente,  $\hat{t}_{\alpha\tau} < \tau_{\alpha\tau}^{crit}$  e  $\hat{t}_{\beta\tau} < \tau_{\beta\tau}^{crit}$  e os coeficientes não são significativos. Deve-se prosseguir com o modelo sem tendência.

**LIPCA** Ver figura 36. Foram necessárias 11 defasagens da variável explicada para resolver a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 87 observações é  $\tau^{crit} = -3.1567$ , a 10%. Aqui também  $\hat{t}_3 > \tau^{crit}$ , donde não se rejeita a hipótese nula de uma raiz. Também para o IPCA,  $\hat{t}_{\alpha\tau} < \tau_{\alpha\tau}^{crit}$  e  $\hat{t}_{\beta\tau} < \tau_{\beta\tau}^{crit}$ . Deve-se prosseguir com o modelo sem tendência.

Em todas as estimações do modelo 3 verificou-se que  $\hat{t}_1 > \tau^{crit}$  e/ou  $\hat{t}_2 > \tau^{crit}$ , o que solicitaria a verificação do modelo para 3 raízes unitárias e/ou 2 raízes unitárias, o que já foi feito. Desconsiderou-se esses detalhes, pois a verificação de mais raízes já foi destacada antes e rejeitada para todas as variáveis.

Para todas as especificações observou-se  $\hat{t}_{\alpha\tau} < \tau_{\alpha\tau}^{crit}$  e  $\hat{t}_{\beta\tau} < \tau_{\beta\tau}^{crit}$ . Isso rejeita individualmente a presença de constante e tendência. O modelo 3 não é adequado para as variáveis e deve-se passar ao modelo 2, apenas com constante.

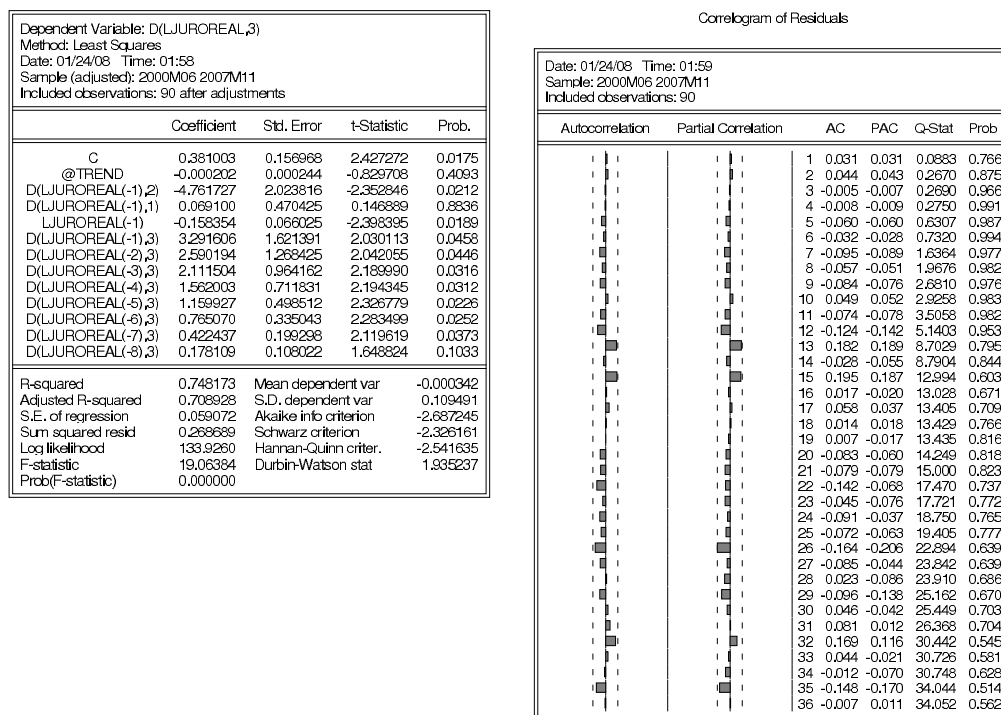


Figura 33: Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LJUOREAL, modelo com intercepto e tendência

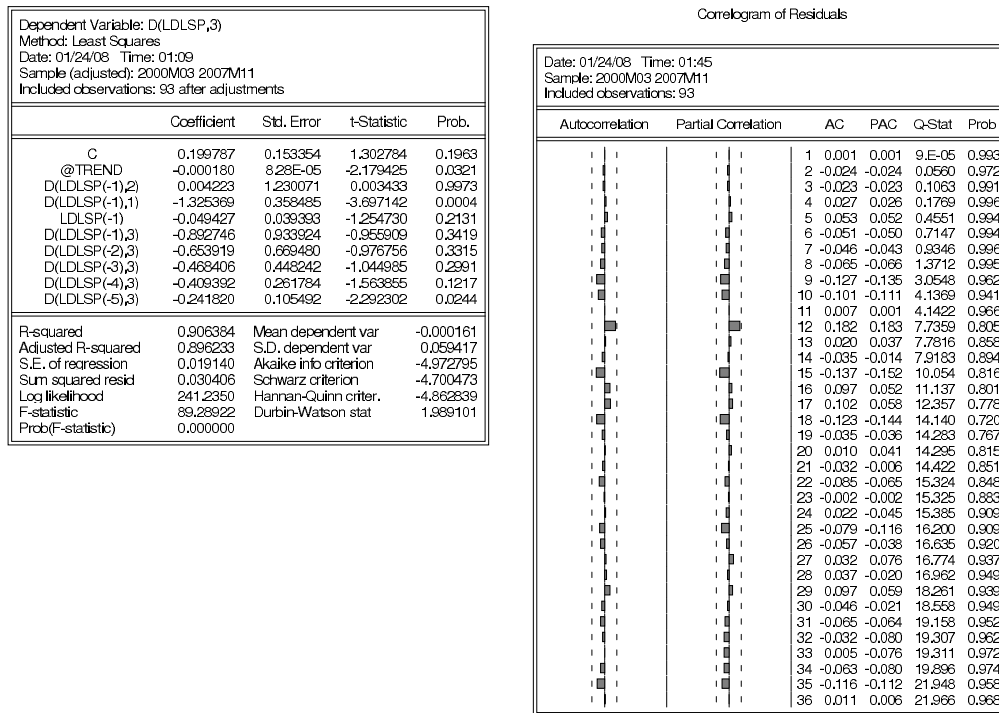


Figura 34: Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LDLSP, modelo com intercepto e tendência

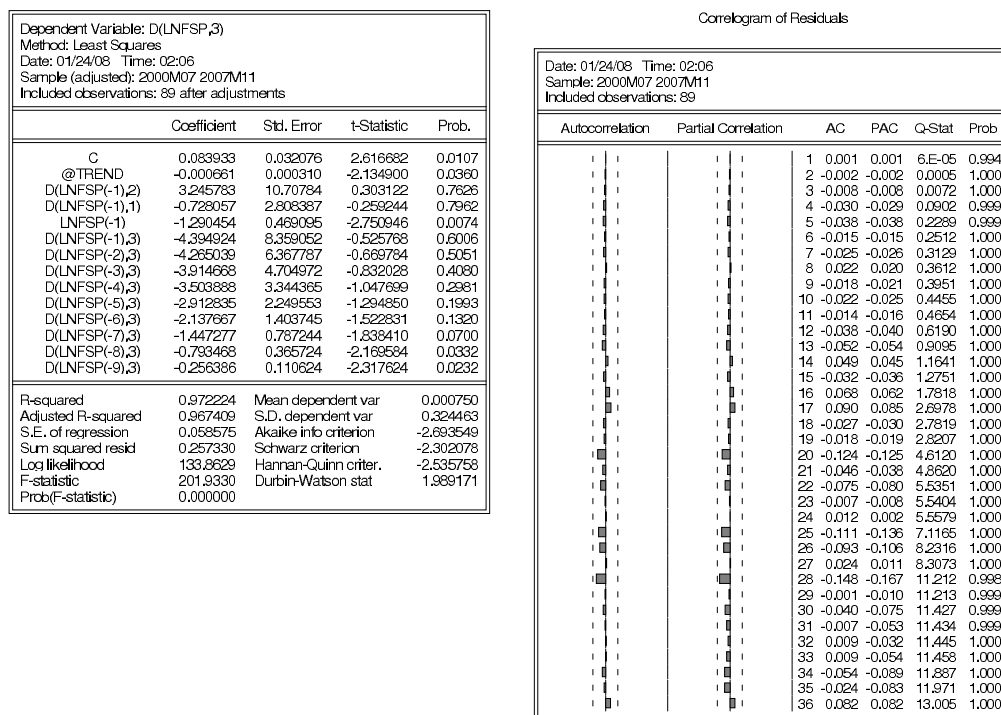


Figura 35: Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LNFSP, modelo com intercepto e tendência



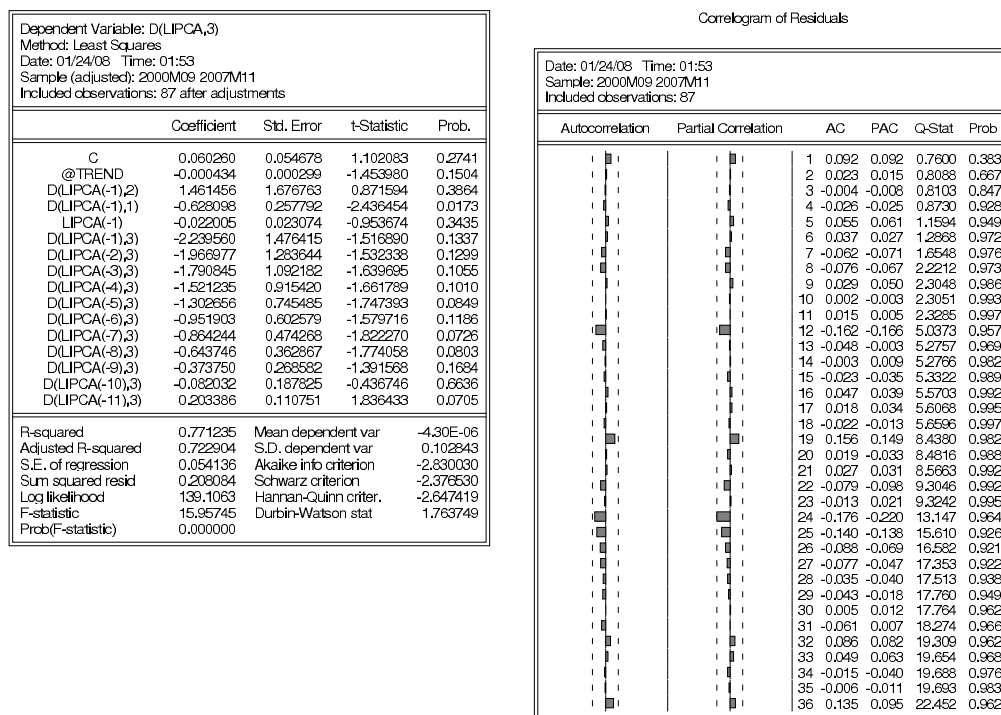


Figura 36: Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LIPCA, modelo com intercepto e tendência

Agora foram executadas as especificações para o modelo 2, apenas com intercepto, para todas as variáveis. O valor crítico de [Dickey & Fuller \(1981\)](#) para a constante, considerando uma amostra de 100 observações é  $\tau_{\alpha\mu}^{crit} = 3.22$ , a 1% de significância.

Os resultados para cada variável foram detalhados abaixo.

**LJUOREAL** Ver figura 37. Foram necessárias 8 defasagens da variável explicada para extrair a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 90 observações é  $\tau^{crit} = -2.5836$ , a 10%. A estatística do teste é maior que o valor crítico,  $\hat{t}_1 > \tau^{crit}$ , e a decisão é que não se rejeita a hipótese de uma raiz unitária. Além disso,  $\hat{t}_{\alpha\mu} < \tau_{\alpha\mu}^{crit}$ , donde rejeita-se a hipótese de que o modelo tem constante. A constante deve ser retirada e o modelo básico é o mais adequado para avaliar a raiz unitária para JUOREAL.

**LDLSP** Ver figura 38. Foram necessárias 10 defasagens da variável explicada para extrair a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 88 observações é  $\tau^{crit} = -2.5840$ , a 10%. Ainda,  $\hat{t}_3 > \tau^{crit}$ , indicando que não se rejeita a hipótese de uma raiz unitária. Todavia a constante não é significativa e deve ser extraída da especificação, pois  $\hat{t}_{\alpha\mu} < \tau_{\alpha\mu}^{crit}$ . O modelo que melhor ajusta a variável é o modelo básico.

**LNFSF** Ver figura 39. Foram necessárias 9 defasagens da variável explicada para extrair a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 89 observações é  $\tau^{crit} = -2.5838$ , a 10%. Com  $\hat{t}_3 > \tau^{crit}$ , e não se pode rejeitar a hipótese nula de uma raiz unitária. O intercepto não apresentou significância para o valor crítico e rejeita-se a hipótese de que o modelo tem constante. Deve-se estimar o modelo sem constante.

**LIPCA** Ver figura 40. Foram necessárias 11 defasagens da variável explicada para extrair a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 87 observações é  $\tau^{crit} = -2.5842$ , a 10%.  $\hat{t}_3 > \tau^{crit}$ , o que não permite rejeitar  $H_0$ . Mas aqui também  $\hat{t}_{\alpha\mu} < \tau_{\alpha\mu}^{crit}$ . Então o modelo com intercepto não é adequado e deve-se proceder à estimação do modelo básico para a variável IPCA.

Novamente em algumas estimações do modelo 2 verificou-se que  $\hat{t}_1 > \tau^{crit}$  e/ou  $\hat{t}_2 > \tau^{crit}$ , e isso contraria as etapas anteriores que rejeitaram a hipótese de mais de uma raiz unitária. Foram desconsideradas essas estatísticas pela certeza dos testes executados nas etapas passadas.

Em todas as especificações observou-se  $\hat{t}_{\alpha\mu} < \tau_{\alpha\mu}^{crit}$ , o que leva a rejeição do modelo 2, com intercepto, como o modelo melhor ajustado às variáveis. Portanto, faz-se necessário estimar o modelo básico.

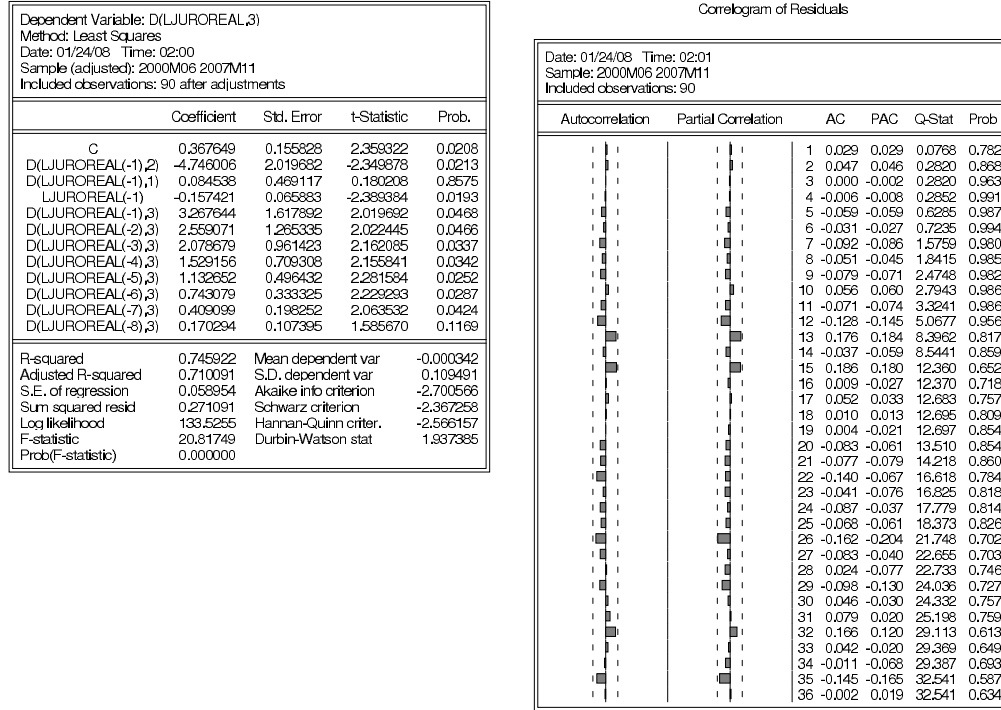


Figura 37: Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LJUROREAL, modelo com intercepto

Então os resultados a seguir servem como decisão sobre a presença de uma raiz unitária, já que é o modelo básico aquele mais adequado para modelar as variáveis no teste de [Dickey & Pantula](#). As próximas estimações mostram os resultados para cada variável ajustada ao modelo sem tendência determinística nem constante.

**LJUROREAL** Ver figura 41. Foram necessárias 9 defasagens da variável explicada para resolver a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 89 observações é  $\tau^{crit} = -1.6176$ , a 10%. A observação de  $\hat{t}_3 > \tau^{crit}$ , não permite rejeitar a hipótese nula de uma raiz unitária. A série é I(1).

**LDLSP** Ver figura 42. Foram necessárias 10 defasagens da variável explicada para resolver a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 88 observações é  $\tau^{crit} =$

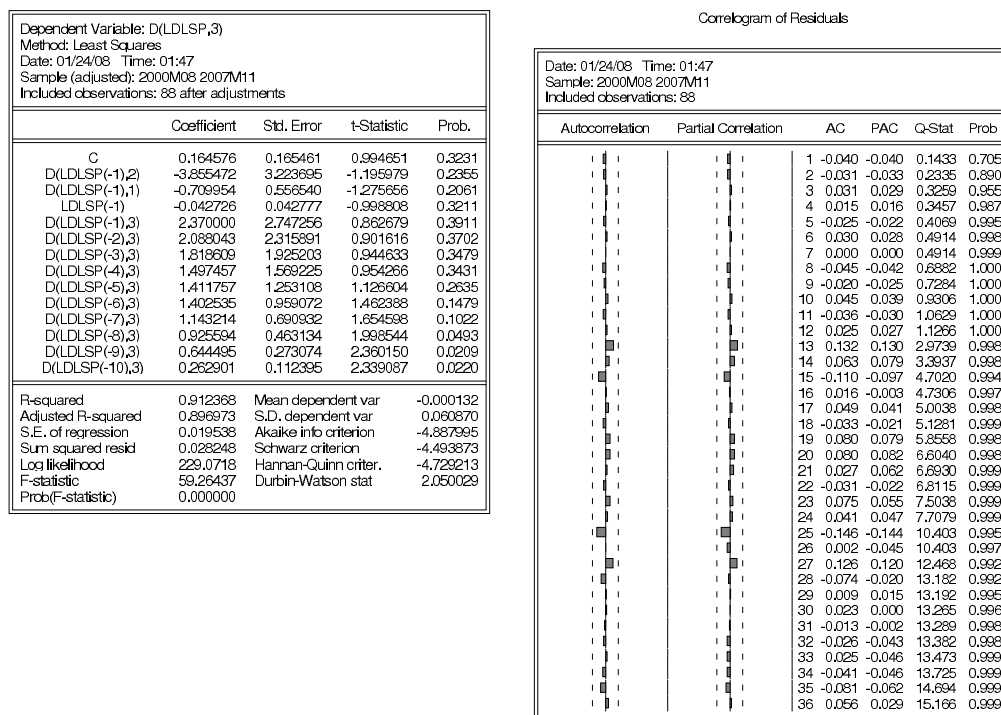


Figura 38: Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LDLSP, modelo com intercepto

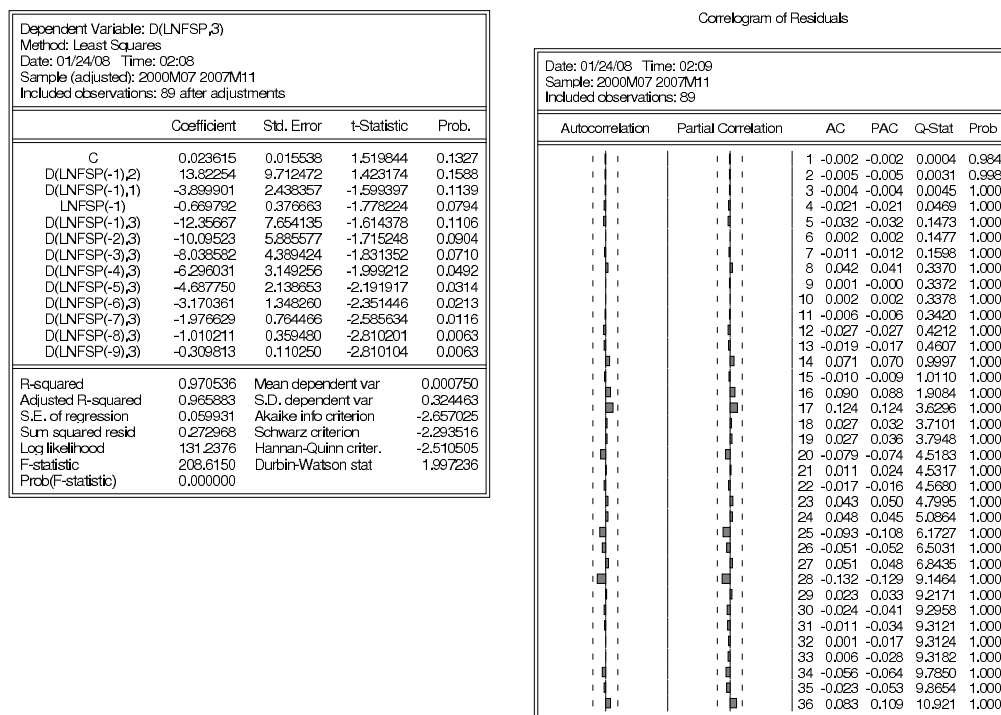


Figura 39: Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LNFSP, modelo com intercepto

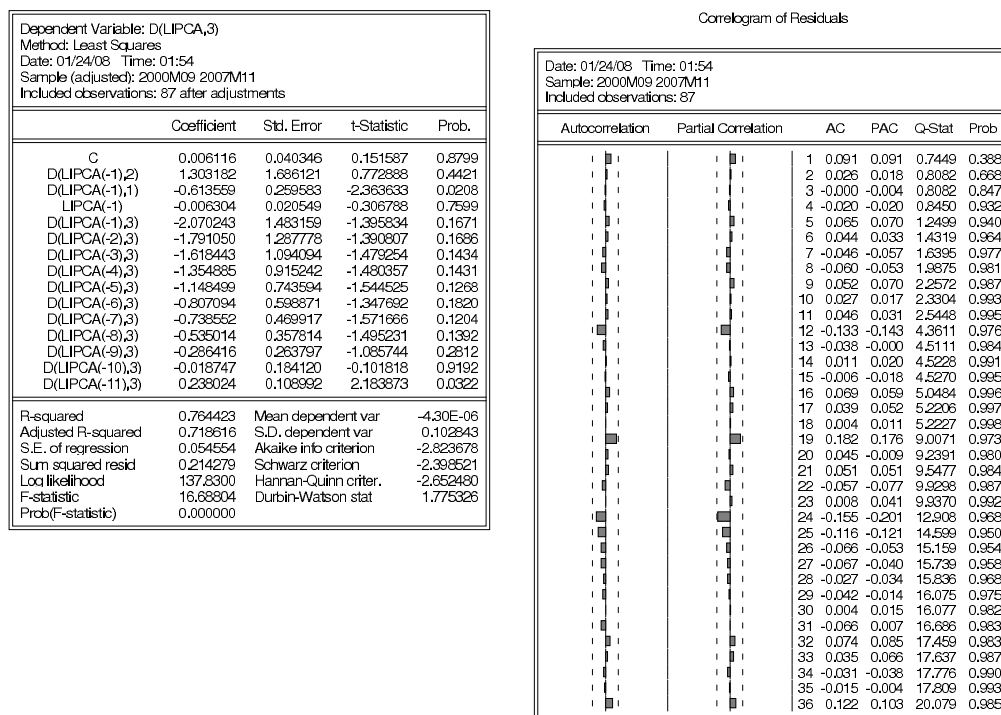


Figura 40: Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LIPCA, modelo com intercepto

-1.6177, a 10%. Com  $\hat{t}_3 > \tau^{crit}$  não permite rejeitar a hipótese nula de uma raiz unitária. A série é I(1).

**LNFSF** Ver figura 43. Foram necessárias 9 defasagens da variável explicada para resolver a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 89 observações é  $\tau^{crit} = -1.6176$ , a 10%. Dado  $\hat{t}_3 > \tau^{crit}$ , não permite rejeitar a hipótese nula de uma raiz unitária. A série é I(1).

**LIPCA** Ver figura 44. Foram necessárias 11 defasagens da variável explicada para resolver a autocorrelação dos resíduos. O valor crítico para 87 observações é  $\tau^{crit} = -1.6177$ , a 10%. Tem-se  $\hat{t}_3 > \tau^{crit}$  e não se pode rejeitar a hipótese nula de uma raiz unitária. A série é I(1).

Todas as variáveis no modelo básico apresentaram  $\hat{t}_1 > \tau^{crit}$ , a 10%, e isso contradiz a primeira etapa, pela expectativa de haver 3 raízes unitárias, hipótese já descartada. Desconsiderou-se. Mas para todas as variáveis, viu-se  $\hat{t}_1 > \tau^{crit}$  a 5%, o que corrobora os resultados da segunda etapa, que descartou duas raízes unitárias.

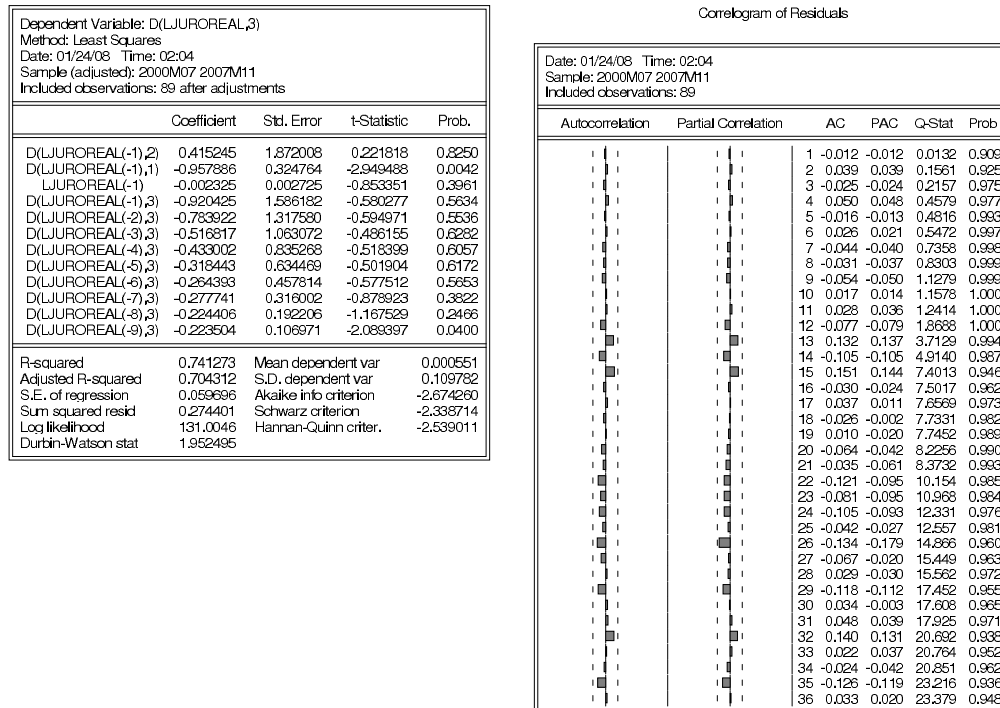


Figura 41: Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LJUROREAL, modelo básico

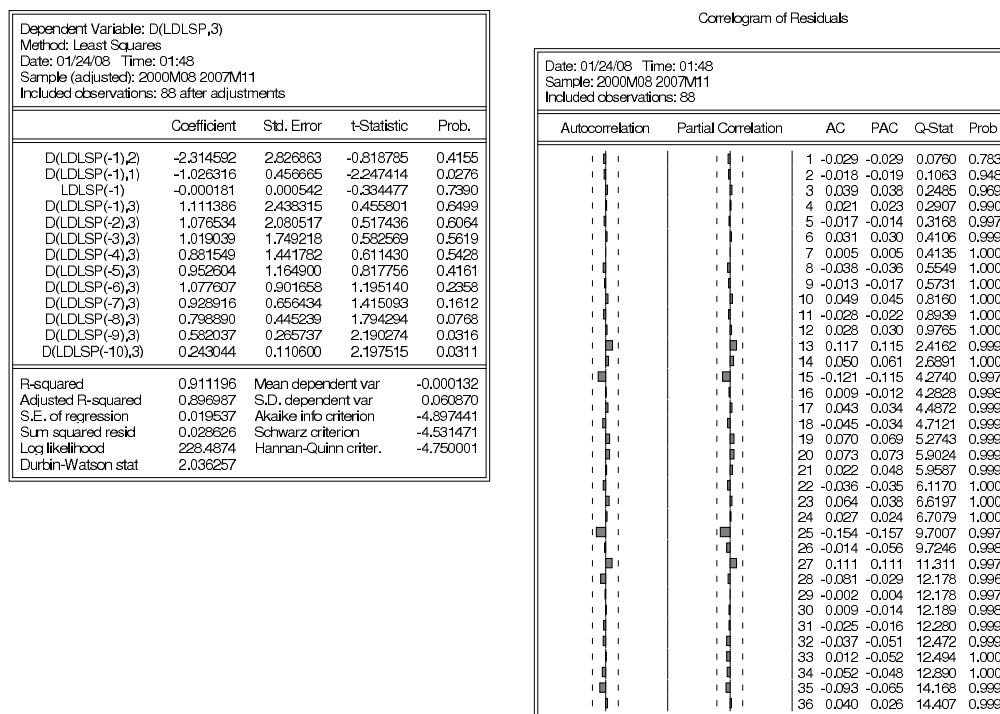


Figura 42: Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LDLSP, modelo básico

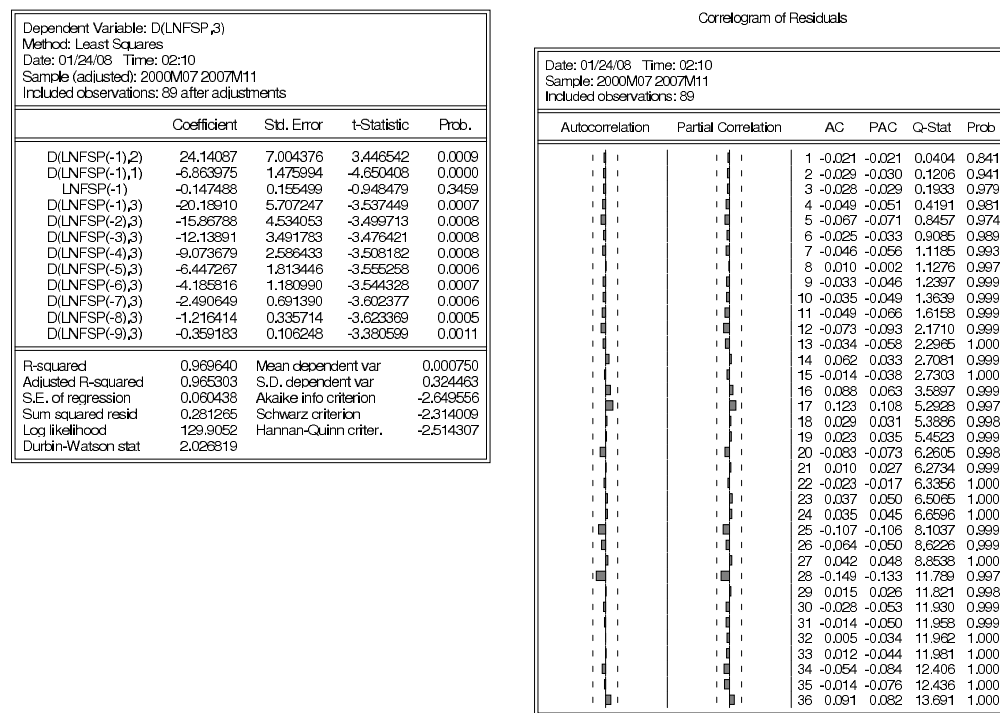


Figura 43: Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LNFSP, modelo básico



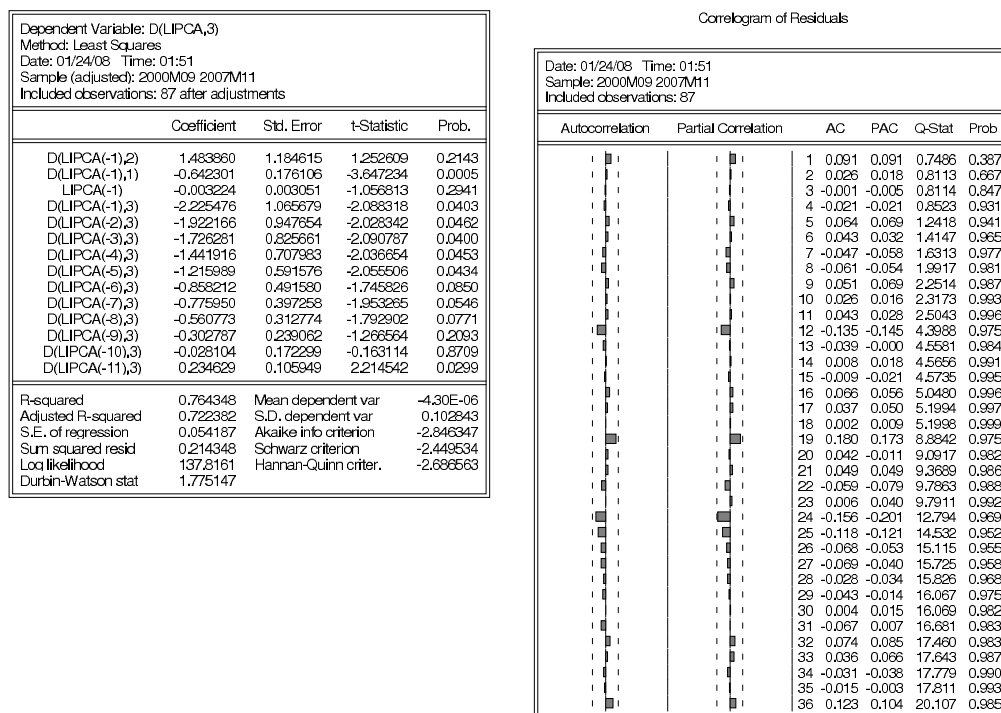


Figura 44: Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LIPCA, modelo básico

A terceira e última etapa dos testes de [Dickey & Pantula \(1987\)](#) determinou que as variáveis LJUROREAL, LDLSP, LNFSP e LIPCA possuem uma e apenas uma raiz unitária. São integradas de ordem 1. Apesar dos modelos 2 e 3 apresentarem resultados semelhantes, não puderam ser considerados pela insignificância de seus termos deterministas, mas foram válidos para indicar o modelo básico como mais adequado para decisão sobre a hipótese nula.

Por final, aceita-se o resultado do teste e assume-se que todas as variáveis têm uma raiz unitária e apenas uma raiz unitária.

## C.2 Testes de [Dickey & Fuller \(1981\)](#) (Augmented Dickey-Fuller/ADF)

Para o teste aumentado de Dickey e Fuller, novamente são previstos três modelos possíveis. O modelo 1 é o modelo básico, sem tendência determinística nem intercepto. O modelo 2 inclui intercepto e o modelo 3, mais completo, tem intercepto e tendência. As formas estruturais dos modelos para os testes estão abaixo.

$$\nabla y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \nabla y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\nabla y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \nabla y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\nabla y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \nabla y_{t-i} + \varepsilon_t$$

A especificação com escolha automática das defasagens oferecida pelo software não foi considerada em nenhum momento durante as estimações. O critério principal para decidir o número de defasagens do modelo foi a análise da significância da maior defasagem, incluindo lags de forma crescente, até o lag de ordem 12, pela possibilidade de sazonalidade nos dados mensais. O correlograma dos resíduos foi outra ferramenta consultada para verificar o ajustamento do modelo e determinar a inclusão de outros lags. Por fim, os critérios de informação Akaike e Schwarz também foram utilizados para a escolha do modelo mais adequado.

Começa-se do modelo mais completo, o modelo 3, com intercepto e tendência. Em sendo verificado pelo teste para os coeficientes deterministas que a hipótese nula é rejeitada, isto é, os coeficientes não são significativos, um modelo deve ser confeccionado extraíndo a tendência. Verificado o teste agora para o intercepto, em sendo esse insignificante, deve ser retirado, passando ao modelo básico.

O teste de hipótese de Augmented Dickey-Fuller tem a seguinte estrutura decisória:

$$\begin{cases} H_0 & : \gamma = 0 \\ H_A & : \gamma < 0 \end{cases}$$

A estatística do teste é dada por  $t_\gamma = \hat{\gamma}/s_\gamma$ . Os valores críticos foram inicialmente calculados por [Dickey & Fuller \(1981\)](#) e posteriormente simulados por MacKinnon, os

quais são utilizados para avaliar o coeficiente da raiz da equação. O software E-views já traz os valores críticos mais recentes tabulados por MacKinnon. O critério de decisão define que, se  $\hat{\gamma} < \tau^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula.

Os testes para os coeficientes deterministas levam em conta a construção da estatística  $t$ ,  $t_\alpha = \hat{\alpha}/s_\alpha$  e  $t_\beta = \hat{\beta}/s_\beta$ . Mas devem ser confrontados contra os valores críticos simulados por [Dickey & Fuller \(1981\)](#), de acordo com o modelo, o nível de significância e o tamanho da amostra, idêntico àqueles do teste de [Dickey & Pantula \(1987\)](#). O critério de decisão define que, se  $\hat{t}_{\alpha\mu} < \tau_{\alpha\mu}^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de que o modelo tem constante. Com  $\hat{t}_{\alpha\tau} < \tau_{\alpha\tau}^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de que o modelo tem constante para o modelo 3. Com  $\hat{t}_{\beta\tau} < \tau_{\beta\tau}^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de que o modelo tem tendência para o modelo 3.

Há ainda os testes conjuntos baseados em estatística F, construídos pelos modelos restritos e irrestritos, para avaliar os coeficientes deterministas. Cada estatística F ( $\hat{\Phi}_1$  no modelo 2 e  $\hat{\Phi}_2$  e  $\hat{\Phi}_3$  no modelo 3) deve ser confrontada com os valores também simulados por [Dickey & Fuller \(1981\)](#), rejeitando  $H_0$  quando  $\hat{\Phi}_i > \Phi_i^{crit}$ .

Os testes de significância conjunta dos parâmetros foram aplicados. As estatísticas foram calculadas à parte, tomando as soma dos quadrados dos resíduos dos modelos, uma vez que o software não informa o resultado desse teste nem possui os valores tabelados por [Dickey & Fuller \(1981\)](#).

Com  $H_0 : (\alpha, \beta, \gamma) = (0, 0, 1)$ , toma-se o modelo 1, sem intercepto ou tendência, como restrito. Assim constrói-se a estatística do teste conjunto:

$$\hat{\Phi}_2 = \frac{(SQR_1 - SQR_3)/3}{(SQR_3)/(T - K)}$$

Com  $H_0 : (\alpha, \beta, \gamma) = (\alpha, 0, 0)$ , toma-se o modelo 2, apenas com intercepto, como o modelo restrito. A estatística do teste conjunto é dada por:

$$\hat{\Phi}_3 = \frac{(SQR_2 - SQR_3)/2}{(SQR_3)/(T - K)}$$

Com  $H_0 : (\alpha, \gamma) = (0, 1)$ , toma-se o modelo 1, sem intercepto ou tendência, como restrito e o modelo 2 como irrestrito. Assim constrói-se a estatística do teste conjunto:

$$\hat{\Phi}_1 = \frac{(SQR_1 - SQR_2)/2}{(SQR_2)/(T - K)}$$

Os valores críticos de [Dickey & Fuller \(1981\)](#) para os testes individuais dos coeficientes deterministas, considerando uma amostra de 100 observações, a 1% de significância, são  $\tau_{\alpha\tau}^{crit} = 3.78$ ,  $\tau_{\beta\tau}^{crit} = 3.53$ .

Os valores críticos de [Dickey & Fuller \(1981\)](#) para testes conjuntos dos coeficientes deterministas, considerando uma amostra de 100 observações, a 1% de significância, são  $\Phi_1 = 6.70$ ,  $\Phi_2 = 6.50$  e  $\Phi_3 = 8.73$ .

Os resultados para cada variável foram detalhados abaixo.

### C.2.1 Juros real

Inicialmente, os testes foram executados no modelo completo para a variável LJUREAL. O resultado está na figura 45. Foram necessárias 11 defasagens da variável para resolver a autocorrelação dos resíduos. O modelo não rejeita a hipótese de uma raiz unitária, a 10% de significância. Todavia, os testes de hipótese de que os coeficientes da tendência e do intercepto são individualmente não nulos rejeita  $H_0$ ,  $\hat{t}_{\alpha\tau} < \tau_{\alpha\tau}^{crit}$  e  $\hat{t}_{\beta\tau} < \tau_{\beta\tau}^{crit}$ . Os termos devem ser retirados da especificação. O modelo 3 não é adequado.

Para o modelo 2, o resultado está na figura 46. Foram necessárias 10 defasagens da variável para resolver a autocorrelação dos resíduos. O modelo não rejeita a hipótese de uma raiz unitária, a 10% de significância. A constante é rejeitada  $\hat{t}_{\alpha\mu} < \tau_{\alpha\mu}^{crit}$  e o modelo 2 não é adequado.

O modelo básico está estimado na figura 47. A autocorrelação dos resíduos foi corrigida mediante a aplicação de 11 defasagens, conforme atesta o correlograma. O teste de raiz unitária aponta  $\hat{\gamma} > \tau^{crit}$ , mesmo a 10% de significância.

Os testes de significância conjunta dos parâmetros foram aplicados. Com  $\hat{\Phi}_3 < \Phi_3$ , não se rejeita a hipótese de que o modelo tenha raiz unitária sem tendência. Com  $\hat{\Phi}_2 < \Phi_2$  não se rejeita a hipótese de que o modelo tenha raiz unitária e não tenha coeficientes deterministas. E com  $\hat{\Phi}_1 < \Phi_1$ , não se rejeita a hipótese de que o modelo tenha raiz unitária e não tenha intercepto.

O resultado do teste indica que a série tem uma raiz unitária.

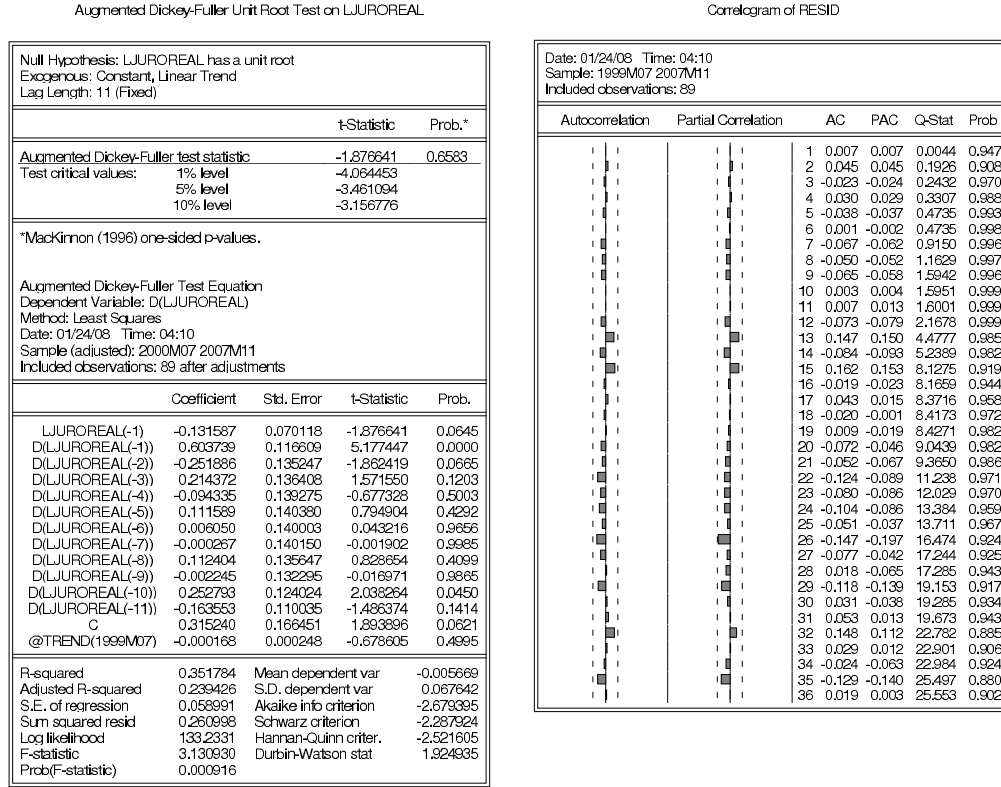


Figura 45: Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LJUROREAL, modelo com intercepto e tendência

## C.2.2 Dívida líquida do setor público

Os testes foram executados no modelo completo para a variável LDLSP. Esse resultado está na figura 48. Foram necessárias 7 defasagens da variável para resolver a autocorrelação dos resíduos. O modelo não rejeita a hipótese de um raiz unitária, a 10% de significância. Todavia, os testes de hipótese para os coeficientes rejeita que eles existam no modelo, com  $t_{\alpha\tau} < \tau_{\alpha\tau}^{crit}$  e  $t_{\beta\tau} < \tau_{\beta\tau}^{crit}$ . Os termos devem ser retirados da especificação e o modelo 3 não é adequado.

Para o modelo 2, o resultado está na figura 49. Foram necessárias 12 defasagens da variável para resolver a autocorrelação dos resíduos. O modelo não rejeita a hipótese de um raiz unitária, a 10% de significância. A constante é rejeitada  $t_{\alpha\mu} < \tau_{\alpha\mu}^{crit}$  e o modelo 2 não é adequado.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LJUROREAL

Null Hypothesis: LJUROREAL has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 10 (Fixed)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.389384	0.1476	
Test critical values:		1% level	-3.504727	
		5% level	-2.893956	
		10% level	-2.584126	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LJUROREAL)				
Method: Least Squares				
Date: 01/24/08 Time: 04:12				
Sample (adjusted): 2000M06 2007M11				
Included observations: 90 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LJUROREAL(-1)	-0.157421	0.065883	-2.389384	0.0193
D(LJUROREAL(-1))	0.606177	0.116148	5.218980	0.0000
D(LJUROREAL(-2))	-0.230211	0.132632	-1.735715	0.0866
D(LJUROREAL(-3))	0.228181	0.136012	1.677648	0.0974
D(LJUROREAL(-4))	-0.089131	0.137853	-0.501119	0.6177
D(LJUROREAL(-5))	0.153018	0.137372	1.113902	0.2687
D(LJUROREAL(-6))	0.006932	0.139022	0.048863	0.9604
D(LJUROREAL(-7))	0.055592	0.135124	0.411415	0.6819
D(LJUROREAL(-8))	0.095175	0.131314	0.724788	0.4708
D(LJUROREAL(-9))	0.068512	0.123462	0.554922	0.5805
D(LJUROREAL(-10))	0.170294	0.107395	1.585670	0.1169
C	0.367649	0.155828	2.358322	0.0208
R-squared	0.328968	Mean dependent var	-0.006080	
Adjusted R-squared	0.234335	S.D. dependent var	0.067374	
S.E. of regression	0.058954	Akaike info criterion	-2.700566	
Sum squared resid	0.271091	Schwarz criterion	-2.367258	
Log likelihood	133.5255	Hannan-Quinn criter.	-2.566157	
F-statistic	3.476255	Durbin-Watson stat	1.937385	
Prob(F-statistic)	0.000561			

Correlogram of RESID

Date: 01/24/08 Time: 04:12 Sample: 1999M07 2007M11 Included observations: 90					
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.029	0.029	0.0768	0.782	
2	0.047	0.046	0.2520	0.868	
3	0.000	-0.002	0.2820	0.963	
4	-0.006	-0.008	0.2852	0.991	
5	-0.059	-0.059	0.6285	0.987	
6	-0.031	-0.027	0.7235	0.994	
7	-0.092	-0.086	1.5759	0.980	
8	-0.051	-0.045	1.8415	0.985	
9	-0.079	-0.071	2.4748	0.982	
10	0.056	0.060	2.7943	0.986	
11	-0.071	-0.074	3.3241	0.986	
12	-0.128	-0.145	5.0677	0.956	
13	0.176	0.184	8.3962	0.817	
14	-0.037	-0.059	8.5441	0.859	
15	0.186	0.180	12.360	0.652	
16	0.009	-0.027	12.370	0.718	
17	0.052	0.033	12.683	0.757	
18	0.010	0.013	12.695	0.809	
19	0.004	-0.021	12.697	0.854	
20	-0.083	-0.061	13.510	0.854	
21	-0.077	-0.079	14.218	0.860	
22	-0.140	-0.067	16.618	0.784	
23	-0.041	-0.076	16.825	0.818	
24	-0.087	-0.037	17.779	0.814	
25	-0.068	-0.061	18.373	0.826	
26	-0.162	-0.204	21.748	0.702	
27	-0.063	-0.040	22.665	0.703	
28	0.024	-0.077	22.733	0.746	
29	-0.098	-0.130	24.036	0.727	
30	0.046	-0.030	24.332	0.757	
31	0.079	0.020	25.198	0.759	
32	0.166	0.120	29.113	0.613	
33	0.042	-0.020	29.369	0.649	
34	-0.011	-0.068	29.367	0.683	
35	-0.145	-0.165	32.541	0.587	
36	-0.002	0.019	32.541	0.634	

Figura 46: Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LJUROREAL, modelo com intercepto

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LJUROREAL

Null Hypothesis: LJUROREAL has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 11 (Fixed)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.853351	0.3436	
Test critical values:		1% level	-2.591204	
		5% level	-1.944487	
		10% level	-1.614367	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LJUROREAL)				
Method: Least Squares				
Date: 01/24/08 Time: 04:12				
Sample (adjusted): 2000M07 2007M11				
Included observations: 89 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LJUROREAL(-1)	-0.002325	0.002725	-0.853351	0.3961
D(LJUROREAL(-1))	0.536933	0.110584	4.855441	0.0000
D(LJUROREAL(-2))	-0.356316	0.123080	-2.911246	0.0047
D(LJUROREAL(-3))	0.130601	0.129102	1.011611	0.3149
D(LJUROREAL(-4))	-0.183269	0.131901	-1.388592	0.1657
D(LJUROREAL(-5))	0.030745	0.133950	0.228523	0.8191
D(LJUROREAL(-6))	-0.060510	0.136652	-0.442800	0.6592
D(LJUROREAL(-7))	-0.067398	0.136698	-0.493044	0.6234
D(LJUROREAL(-8))	0.066683	0.134778	0.494763	0.6222
D(LJUROREAL(-9))	-0.052433	0.131211	-0.399612	0.6905
D(LJUROREAL(-10))	0.222603	0.124359	1.790006	0.0774
D(LJUROREAL(-11))	-0.223504	0.106871	-2.089397	0.0400
R-squared	0.318495	Mean dependent var	-0.005669	
Adjusted R-squared	0.221137	S.D. dependent var	0.067642	
S.E. of regression	0.059696	Akaike info criterion	-2.674260	
Sum squared resid	0.274401	Schwarz criterion	-2.336714	
Log likelihood	131.0046	Hannan-Quinn criter.	-2.539011	
Durbin-Watson stat	1.952495			

Correlogram of RESID

Date: 01/24/08 Time: 04:12 Sample: 1999M07 2007M11 Included observations: 89					
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.012	-0.012	0.0132	0.909	
2	0.039	0.039	0.1561	0.925	
3	-0.025	-0.024	0.2157	0.975	
4	0.050	0.048	0.4579	0.977	
5	-0.016	-0.013	0.4816	0.993	
6	0.026	0.021	0.5472	0.997	
7	-0.044	-0.040	0.7358	0.998	
8	-0.031	-0.037	0.8303	0.999	
9	-0.054	-0.050	1.1279	0.999	
10	0.017	0.014	1.1578	1.000	
11	0.028	0.036	1.2414	1.000	
12	-0.077	-0.079	1.8688	1.000	
13	0.132	0.137	3.7129	0.994	
14	-0.105	-0.105	4.9140	0.987	
15	0.151	0.144	7.4013	0.946	
16	-0.030	-0.024	7.5017	0.962	
17	0.037	0.011	7.8569	0.973	
18	-0.026	-0.002	7.7331	0.962	
19	0.010	-0.020	7.7452	0.969	
20	-0.064	-0.042	8.2255	0.990	
21	-0.035	-0.061	8.3732	0.993	
22	-0.121	-0.095	10.154	0.985	
23	-0.081	-0.095	10.968	0.984	
24	-0.105	-0.093	12.331	0.976	
25	-0.042	-0.027	12.557	0.981	
26	-0.134	-0.179	14.866	0.960	
27	-0.067	-0.020	15.449	0.963	
28	0.029	-0.030	15.562	0.972	
29	-0.118	-0.112	17.452	0.955	
30	0.034	-0.003	17.608	0.965	
31	0.048	0.039	17.925	0.971	
32	0.140	0.131	20.892	0.938	
33	0.022	0.037	20.764	0.952	
34	-0.024	-0.042	20.851	0.962	
35	-0.126	-0.119	23.216	0.936	
36	0.033	0.020	23.379	0.948	

Figura 47: Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LJUROREAL, modelo básico

O modelo básico está estimado na figura 50. A autocorrelação dos resíduos foi corrigida mediante a aplicação de 12 defasagens, conforme atesta o correlograma. O teste de raiz unitária aponta  $\hat{\gamma} > \tau^{crit}$ , mesmo a 10% de significância.

Os testes de significância conjunta dos parâmetros foram aplicados. Com  $\hat{\Phi}_3 < \Phi_3$ , não se rejeita a hipótese de que o modelo tenha raiz unitária sem tendência. Com  $\hat{\Phi}_2 < \Phi_2$  não se rejeita a hipótese de que o modelo tenha raiz unitária e não tenha coeficientes deterministas. E com  $\hat{\Phi}_1 < \Phi_1$ , não se rejeita a hipótese de que o modelo tenha raiz unitária e não tenha intercepto.

O resultado do teste indica que a série tem uma raiz unitária.

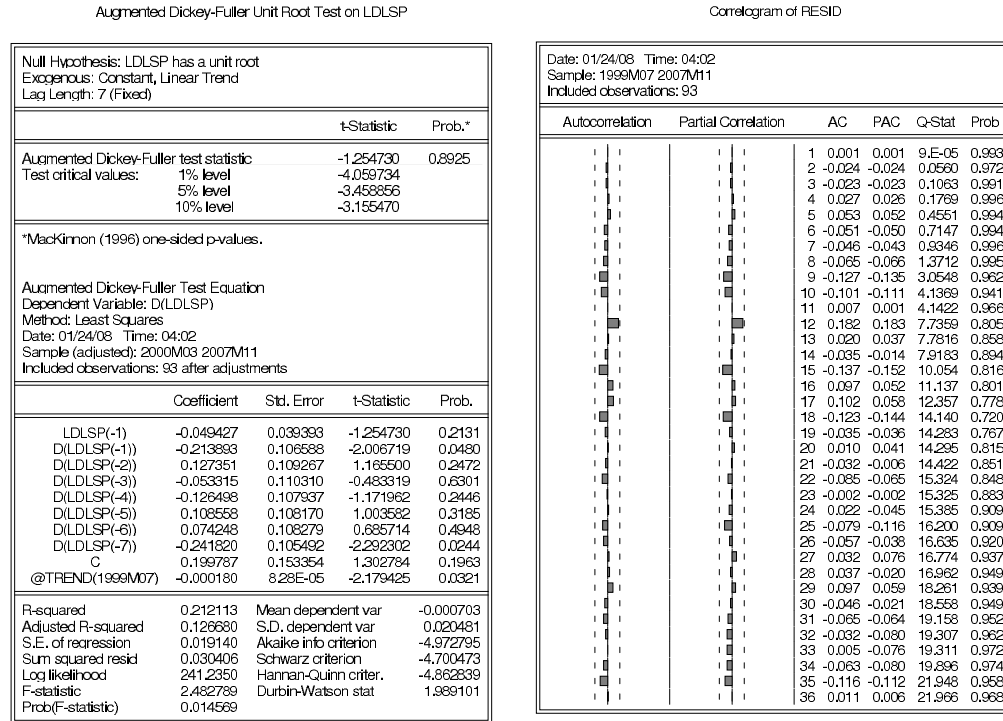


Figura 48: Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LDLSP, modelo com intercepto e tendência

### C.2.3 Necessidade de financiamento do setor público

Os testes foram executados no modelo completo para a variável LNFSP. Esse resultado está na figura 51. Foram necessárias 7 defasagens da variável para resolver a autocorrelação dos resíduos. O modelo não rejeita a hipótese de um raiz unitária, a



Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LDLSP

Null Hypothesis: LDLSP has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 12 (Fixed)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.998808	0.7508	
Test critical values:		1% level	-3.506484	
		5% level	-2.894716	
		10% level	-2.584529	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LDLSP)				
Method: Least Squares				
Date: 01/24/08 Time: 04:03				
Sample (adjusted): 2000M08 2007M11				
Included observations: 88 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LDLSP(-1)	-0.042726	0.042777	-0.998808	0.3211
D(LDLSP(-1))	-0.195426	0.116807	-1.673070	0.0985
D(LDLSP(-2))	0.203516	0.118788	1.713260	0.0909
D(LDLSP(-3))	0.012522	0.119389	0.104887	0.9167
D(LDLSP(-4))	-0.051718	0.117655	-0.439573	0.6615
D(LDLSP(-5))	0.235451	0.117722	2.000068	0.0492
D(LDLSP(-6))	0.076479	0.114518	0.667834	0.5063
D(LDLSP(-7))	-0.250100	0.114426	-2.185697	0.0320
D(LDLSP(-8))	0.041701	0.116734	0.357235	0.7219
D(LDLSP(-9))	-0.063478	0.115212	-0.550971	0.5833
D(LDLSP(-10))	-0.100496	0.115051	-0.873491	0.3852
D(LDLSP(-11))	0.118694	0.114794	1.033973	0.3045
D(LDLSP(-12))	0.262901	0.112395	2.339067	0.0220
C	0.164576	0.165461	0.994651	0.3231
R-squared	0.253439	Mean dependent var	-0.000701	
Adjusted R-squared	0.122286	S.D. dependent var	0.020855	
S.E. of regression	0.019538	Akaike info criterion	-4.887995	
Sum squared resid	0.028248	Schwarz criterion	-4.493873	
Log likelihood	229.0718	Hannan-Quinn criter.	-4.723213	
F-statistic	1.932396	Durbin-Watson stat	2.050029	
Prob(F-statistic)	0.039662			

Correlogram of RESID

Date: 01/24/08 Time: 04:03 Sample: 1999M07 2007M11 Included observations: 88					
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1		-0.040	-0.040	0.1433	0.705
2		-0.031	-0.033	0.2335	0.890
3		0.031	0.029	0.3259	0.955
4		0.015	0.016	0.3457	0.987
5		-0.025	-0.022	0.4069	0.995
6		0.030	0.028	0.4914	0.998
7		0.000	0.000	0.4914	0.999
8		-0.045	-0.042	0.6882	1.000
9		-0.020	-0.025	0.7284	1.000
10		0.045	0.039	0.9306	1.000
11		-0.036	-0.030	1.0629	1.000
12		0.025	0.027	1.1266	1.000
13		0.132	0.130	2.9739	0.998
14		0.063	0.079	3.3937	0.998
15		-0.110	-0.097	4.7020	0.994
16		0.016	-0.003	4.7306	0.997
17		0.049	0.041	5.0038	0.998
18		-0.033	-0.021	5.1281	0.999
19		0.080	0.079	5.8558	0.998
20		0.080	0.082	6.6040	0.998
21		0.027	0.062	6.6930	0.999
22		-0.031	-0.022	6.8115	0.999
23		0.075	0.055	7.5038	0.999
24		0.041	0.047	7.7079	0.999
25		-0.146	-0.144	10.403	0.995
26		0.002	-0.045	10.403	0.997
27		0.126	0.120	12.468	0.992
28		-0.074	-0.020	13.182	0.992
29		0.009	0.015	13.192	0.995
30		0.023	0.000	13.265	0.996
31		-0.013	-0.002	13.289	0.998
32		-0.026	-0.043	13.382	0.998
33		0.025	-0.046	13.473	0.999
34		-0.041	-0.046	13.725	0.999
35		-0.081	-0.062	14.694	0.999
36		0.056	0.029	15.165	0.999

Figura 49: Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LDLSP, modelo com intercepto

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LDLSP

Null Hypothesis: LDLSP has a unit root Exogenous: None Lag Length: 12 (Fixed)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.334477	0.5620	
Test critical values:	1% level	-2.591505		
	5% level	-1.944530		
	10% level	-1.614341		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LDLSP) Method: Least Squares Date: 01/24/08 Time: 04:04 Sample (adjusted): 2000M08 2007M11 Included observations: 88 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LDLSP(-1)	-0.000181	0.000542	-0.334477	0.7390
D(LDLSP(-1))	-0.229522	0.111656	-2.055624	0.0433
D(LDLSP(-2))	0.168354	0.113398	1.484625	0.1418
D(LDLSP(-3))	-0.022643	0.114026	-0.198581	0.8431
D(LDLSP(-4))	-0.079995	0.114160	-0.700727	0.4855
D(LDLSP(-5))	0.208545	0.114563	1.820349	0.0727
D(LDLSP(-6))	0.053948	0.112248	0.480618	0.6322
D(LDLSP(-7))	-0.273695	0.111932	-2.445199	0.0168
D(LDLSP(-8))	0.018666	0.114405	0.163158	0.8708
D(LDLSP(-9))	-0.086827	0.112787	-0.769836	0.4438
D(LDLSP(-10))	-0.122139	0.112967	-1.081194	0.2831
D(LDLSP(-11))	0.095948	0.112485	0.852984	0.3964
D(LDLSP(-12))	0.243044	0.110600	2.197515	0.0311
R-squared	0.243458	Mean dependent var	-0.000701	
Adjusted R-squared	0.122411	S.D. dependent var	0.020855	
S.E. of regression	0.019537	Akaike info criterion	-4.897441	
Sum squared resid	0.028626	Schwarz criterion	-4.531471	
Log likelihood	228.4874	Hannan-Quinn criter.	-4.750001	
Durbin-Watson stat	2.036257			

Correlogram of RESID

Date: 01/24/08 Time: 04:04 Sample: 1999M07 2007M11 Included observations: 88					
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.029	-0.029	0.0760	0.783	
2	-0.018	-0.019	0.1063	0.948	
3	0.039	0.038	0.2485	0.989	
4	0.021	0.023	0.2307	0.980	
5	-0.017	-0.014	0.3168	0.997	
6	0.031	0.030	0.4106	0.999	
7	0.005	0.005	0.4135	1.000	
8	-0.038	-0.036	0.5549	1.000	
9	-0.013	-0.017	0.5731	1.000	
10	0.049	0.045	0.8160	1.000	
11	-0.028	-0.022	0.8939	1.000	
12	0.028	0.030	0.9765	1.000	
13	0.117	0.115	2.4162	0.999	
14	0.050	0.061	2.6891	1.000	
15	-0.121	-0.115	4.2740	0.997	
16	0.009	-0.012	4.2828	0.998	
17	0.043	0.034	4.4872	0.999	
18	-0.045	-0.034	4.7121	0.999	
19	0.070	0.069	5.2743	0.999	
20	0.073	0.073	5.9024	0.999	
21	0.022	0.048	5.9587	0.999	
22	-0.036	-0.035	6.1170	1.000	
23	0.064	0.038	6.6197	1.000	
24	0.027	0.024	6.7079	1.000	
25	-0.154	-0.157	9.7007	0.997	
26	-0.014	-0.056	9.7246	0.998	
27	0.111	0.111	11.311	0.997	
28	-0.081	-0.029	12.178	0.996	
29	-0.002	0.004	12.178	0.997	
30	0.009	-0.014	12.189	0.998	
31	-0.025	-0.016	12.280	0.999	
32	-0.037	-0.051	12.472	0.999	
33	0.012	-0.052	12.494	1.000	
34	-0.052	-0.048	12.890	1.000	
35	-0.093	-0.065	14.168	0.999	
36	0.040	0.026	14.407	0.999	

Figura 50: Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LDLSP, modelo básico

10% de significância. Todavia, os testes de hipótese para os coeficientes rejeita que eles existam no modelo, com  $\hat{t}_{\alpha\tau} < \tau_{\alpha\tau}^{crit}$  e  $\hat{t}_{\beta\tau} < \tau_{\beta\tau}^{crit}$ . Os termos devem ser retirados da especificação e o modelo 3 não é adequado.

Para o modelo 2, o resultado está na figura 52. Foram necessárias 12 defasagens da variável para resolver a autocorrelação dos resíduos. O modelo não rejeita a hipótese de um raiz unitária, a 10% de significância. A constante é rejeitada  $\hat{t}_{\alpha\mu} < \tau_{\alpha\mu}^{crit}$  e o modelo 2 não é adequado.

O modelo básico está estimado na figura 53. A autocorrelação dos resíduos foi corrigida mediante a aplicação de 12 defasagens, conforme atesta o correlograma. O teste de raiz unitária aponta  $\hat{\gamma} > \tau^{crit}$ , mesmo a 10% de significância.

Os testes de significância conjunta dos parâmetros foram aplicados. Com  $\hat{\Phi}_3 < \Phi_3$ , não se rejeita a hipótese de que o modelo tenha raiz unitária sem tendência. Com  $\hat{\Phi}_2 < \Phi_2$  não se rejeita a hipótese de que o modelo tenha raiz unitária e não tenha coeficientes deterministas. E com  $\hat{\Phi}_1 < \Phi_1$ , não se rejeita a hipótese de que o modelo tenha raiz unitária e não tenha intercepto.

O resultado do teste indica que a série tem uma raiz unitária.

#### C.2.4 Inflação

Finalmente, os testes foram executados no modelo completo para a variável LIPCA. Esse resultado está na figura 54. Foram necessárias 14 defasagens da variável para resolver a autocorrelação dos resíduos. O modelo 3 não rejeita a hipótese de um raiz unitária, a 10% de significância.

Entretanto, os testes de hipótese para os coeficientes rejeita que eles existam no modelo, com  $\hat{t}_{\alpha\tau} < \tau_{\alpha\tau}^{crit}$  e  $\hat{t}_{\beta\tau} < \tau_{\beta\tau}^{crit}$ . Os termos devem ser retirados da especificação e o modelo 3 não é adequado.

Para o modelo 2, o resultado está na figura 55. Foram necessárias 13 defasagens da variável para resolver a autocorrelação dos resíduos. O modelo 2 também não rejeita a hipótese de um raiz unitária, a 10% de significância. A constante é rejeitada  $\hat{t}_{\alpha\mu} < \tau_{\alpha\mu}^{crit}$  e o modelo 2 não é adequado.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LNFSP

Null Hypothesis: LNFSP has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 11 (Fixed)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.750946	0.2194	
Test critical values:		1% level	-4.064453	
		5% level	-3.461094	
		10% level	-3.156776	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNFSP)				
Method: Least Squares				
Date: 01/24/08 Time: 04:13				
Sample (adjusted): 2000M07 2007M11				
Included observations: 89 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNFSP(-1)	-1.290454	0.469095	-2.750946	0.0074
D(LNFSP(-1))	0.122802	0.437609	0.280620	0.7798
D(LNFSP(-2))	0.279025	0.401447	0.695049	0.4892
D(LNFSP(-3))	0.220487	0.371551	0.593423	0.5547
D(LNFSP(-4))	0.060409	0.343907	0.175656	0.8610
D(LNFSP(-5))	0.180273	0.310804	0.580019	0.5636
D(LNFSP(-6))	0.184116	0.289255	0.636516	0.5264
D(LNFSP(-7))	-0.084779	0.265624	-0.319171	0.7505
D(LNFSP(-8))	-0.036580	0.231612	-0.157938	0.8749
D(LNFSP(-9))	-0.116726	0.201052	-0.580579	0.5633
D(LNFSP(-10))	-0.280697	0.168433	-1.666518	0.0998
D(LNFSP(-11))	-0.256386	0.110624	-2.317624	0.0232
C	0.083933	0.032076	2.616682	0.0107
@TREND(1999M07)	-0.000661	0.000310	-2.134900	0.0360
R-squared	0.678174	Mean dependent var	-2.74E-05	
Adjusted R-squared	0.622390	S.D. dependent var	0.095322	
S.E. of regression	0.058575	Akaike info criterion	-2.693549	
Sum squared resid	0.257330	Schwarz criterion	-2.302078	
Log likelihood	133.8629	Hannan-Quinn criter.	-2.535758	
F-statistic	12.15730	Durbin-Watson stat	1.989171	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Correlogram of RESID

Date: 01/24/08 Time: 04:13 Sample: 1999M07 2007M11 Included observations: 89					
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.001	0.001	6.E-05	0.984	
2	-0.002	-0.002	0.0005	1.000	
3	-0.008	-0.008	0.0072	1.000	
4	-0.030	-0.029	0.0902	0.999	
5	-0.038	-0.038	0.2289	0.999	
6	-0.015	-0.015	0.2512	1.000	
7	-0.025	-0.026	0.3129	1.000	
8	0.022	0.020	0.3612	1.000	
9	-0.018	-0.021	0.3951	1.000	
10	-0.022	-0.025	0.4455	1.000	
11	-0.014	-0.016	0.4654	1.000	
12	-0.038	-0.040	0.6190	1.000	
13	-0.052	-0.054	0.9095	1.000	
14	0.049	0.045	1.1641	1.000	
15	-0.032	-0.036	1.2751	1.000	
16	0.068	0.062	1.7818	1.000	
17	0.090	0.085	2.8978	1.000	
18	-0.027	-0.030	2.7819	1.000	
19	-0.018	-0.019	2.8207	1.000	
20	-0.124	-0.125	4.6120	1.000	
21	-0.046	-0.038	4.8620	1.000	
22	-0.075	-0.080	5.5351	1.000	
23	-0.007	-0.008	5.5404	1.000	
24	0.012	0.002	5.5579	1.000	
25	-0.111	-0.136	7.1165	1.000	
26	-0.093	-0.106	8.2316	1.000	
27	0.024	0.011	8.3073	1.000	
28	-0.148	-0.167	11.212	0.998	
29	-0.001	-0.010	11.213	0.999	
30	-0.040	-0.075	11.427	0.999	
31	-0.007	-0.053	11.434	0.999	
32	0.009	-0.032	11.445	1.000	
33	0.009	-0.054	11.458	1.000	
34	-0.054	-0.089	11.887	1.000	
35	-0.024	-0.083	11.971	1.000	
36	0.082	0.082	13.005	1.000	

Figura 51: Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LNFSP, modelo com intercepto e tendência

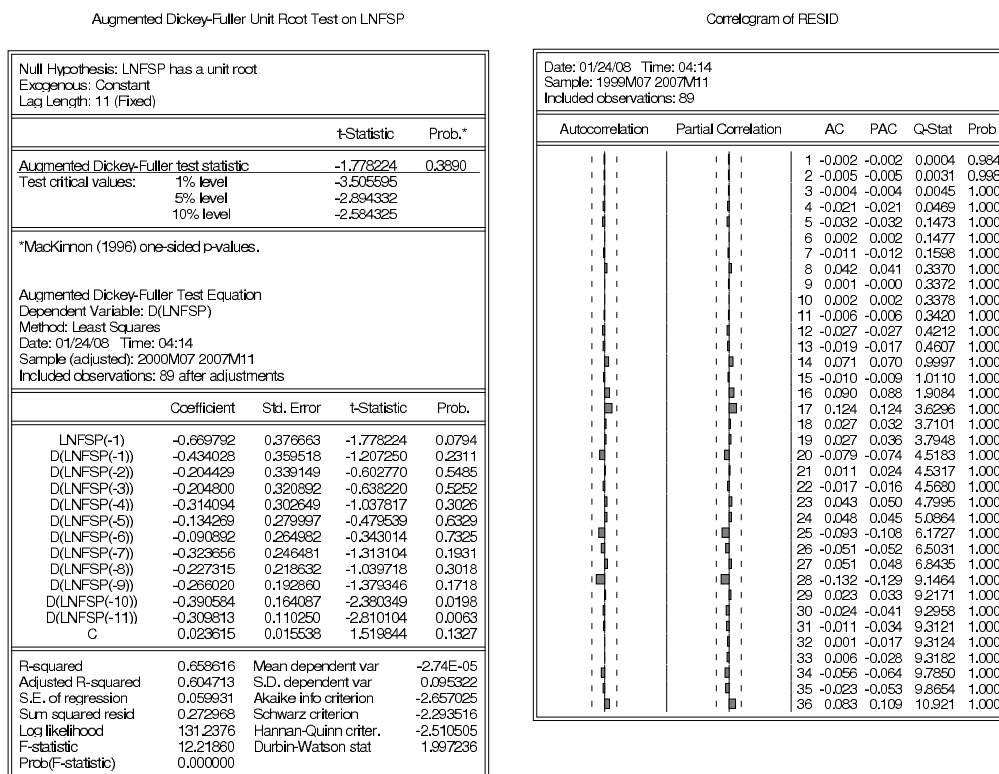


Figura 52: Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LNFSP, modelo com inter-cepto

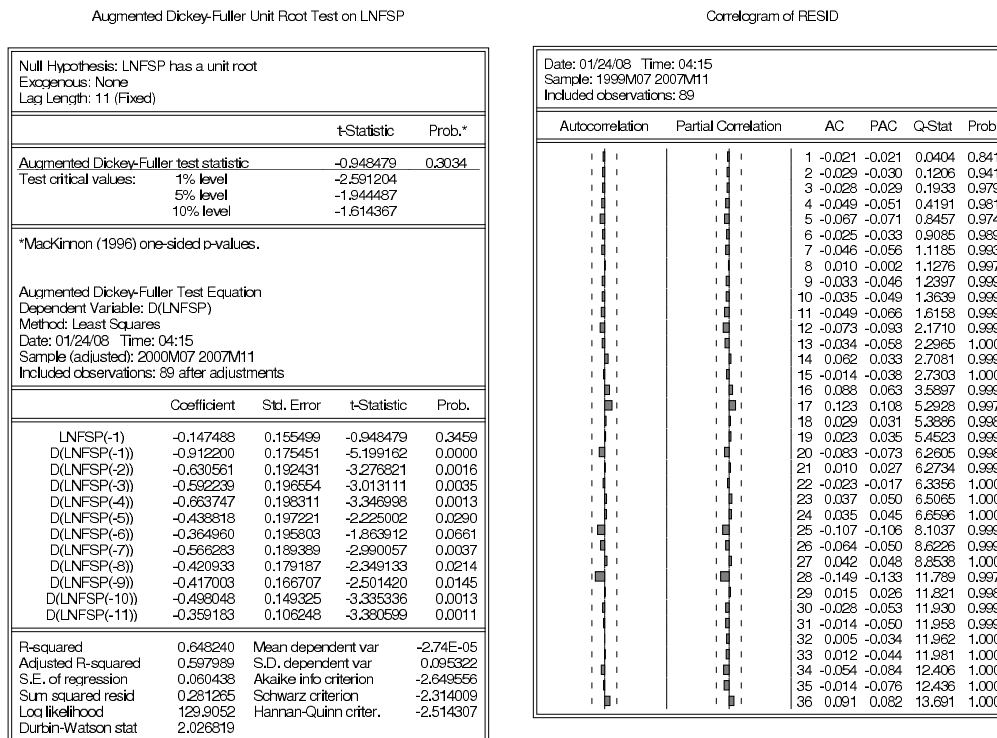


Figura 53: Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LNFSP, modelo básico

O modelo básico está apresentado na figura 56. A autocorrelação dos resíduos foi corrigida mediante a aplicação de 13 defasagens, conforme atesta o correlograma. O teste de raiz unitária aponta  $\hat{\gamma} > \tau^{crit}$ , mesmo a 10% de significância.

Os testes de significância conjunta dos parâmetros foram aplicados. E também com  $\hat{\Phi}_3 < \Phi_3$ , não se rejeita a hipótese de que o modelo tenha raiz unitária sem tendência.  $\hat{\Phi}_2 < \Phi_2$  e não se rejeita a hipótese de que o modelo tenha raiz unitária e não tenha coeficientes deterministas. E com  $\hat{\Phi}_1 < \Phi_1$ , também não se rejeita a hipótese de que o modelo tenha raiz unitária e não tenha intercepto.

Enfim, o resultado do teste indica que a variável tem uma raiz unitária.

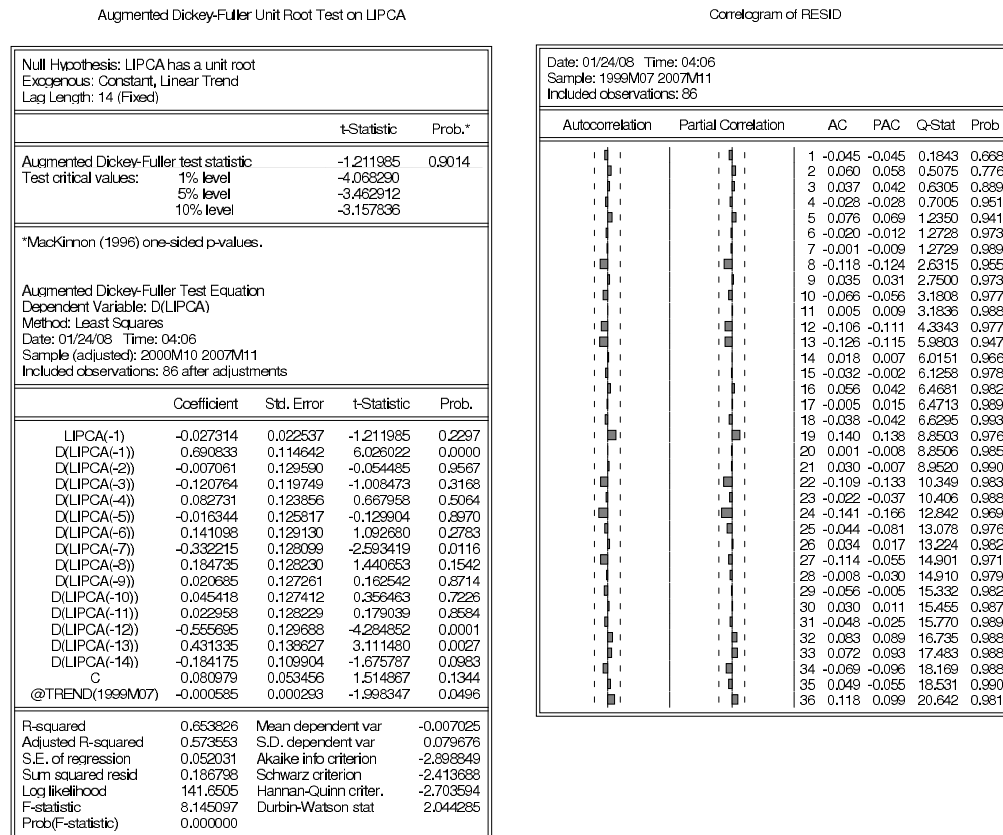


Figura 54: Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LIPCA, modelo com intercepto e tendência

Os testes de Dickey & Fuller (1981) confirmam totalmente os resultados encontrados pelos testes de Dickey & Pantula (1987), atestando que as séries são integradas de ordem um.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LIPCA

Null Hypothesis: LIPCA has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 13 (Fixed)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.306788	0.9186	
Test critical values:	1% level	-3.507394		
	5% level	-2.851109		
	10% level	-2.584738		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LIPCA)				
Method: Least Squares				
Date: 01/24/08 Time: 04:06				
Sample (adjusted): 2000M09 2007M11				
Included observations: 87 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LIPCA(-1)	-0.006304	0.020549	-0.306788	0.7599
D(LIPCA(-1))	0.619380	0.113137	5.474594	0.0000
D(LIPCA(-2))	0.046254	0.125128	0.369653	0.7127
D(LIPCA(-3))	-0.106586	0.124770	-0.854258	0.3958
D(LIPCA(-4))	0.090951	0.128668	0.705772	0.4825
D(LIPCA(-5))	-0.057172	0.130836	-0.436976	0.6634
D(LIPCA(-6))	0.135019	0.133349	1.012528	0.3147
D(LIPCA(-7))	-0.272863	0.130537	-2.090314	0.0401
D(LIPCA(-8))	0.134996	0.132474	1.019038	0.3116
D(LIPCA(-9))	0.045060	0.132338	0.338955	0.7355
D(LIPCA(-10))	0.019071	0.133068	0.143321	0.8864
D(LIPCA(-11))	-0.010898	0.132506	-0.082246	0.9347
D(LIPCA(-12))	-0.494796	0.133006	-3.720085	0.0004
D(LIPCA(-13))	0.236024	0.108992	2.183673	0.0322
C	0.006116	0.040346	0.151587	0.8799
R-squared	0.602906	Mean dependent var	-0.007066	
Adjusted R-squared	0.525663	S.D. dependent var	0.073213	
S.E. of regression	0.054554	Akaike info criterion	-2.823678	
Sum squared resid	0.214279	Schwarz criterion	-2.398521	
Log likelihood	137.6300	Hannan-Quinn criter.	-2.652480	
F-statistic	7.806377	Durbin-Watson stat	1.775326	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Correlogram of RESID

Date: 01/24/08 Time: 04:06 Sample: 1999M07 2007M11 Included observations: 87					
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.091	0.091	0.7449	0.388	
2	0.026	0.018	0.8082	0.668	
3	-0.000	-0.004	0.8082	0.847	
4	-0.020	-0.020	0.8450	0.932	
5	0.065	0.070	1.2499	0.940	
6	0.044	0.033	1.4319	0.964	
7	-0.046	-0.057	1.6395	0.977	
8	-0.060	-0.053	1.9875	0.981	
9	0.052	0.070	2.2572	0.987	
10	0.027	0.017	2.3304	0.993	
11	0.046	0.031	2.5448	0.995	
12	-0.133	-0.143	4.3611	0.976	
13	-0.038	-0.000	4.5111	0.984	
14	0.011	0.020	4.5228	0.991	
15	-0.006	-0.018	4.5270	0.995	
16	0.069	0.059	5.0484	0.996	
17	0.039	0.052	5.2205	0.997	
18	0.004	0.011	5.2227	0.998	
19	0.182	0.176	9.0071	0.973	
20	0.045	-0.009	9.2391	0.980	
21	0.051	0.051	9.5477	0.984	
22	-0.057	-0.077	9.9298	0.987	
23	0.008	0.041	9.9370	0.992	
24	-0.155	-0.201	12.908	0.988	
25	-0.116	-0.121	14.599	0.950	
26	-0.066	-0.053	15.159	0.954	
27	-0.067	-0.040	15.739	0.958	
28	-0.027	-0.034	15.836	0.988	
29	-0.042	-0.014	16.075	0.975	
30	0.004	0.015	16.077	0.982	
31	-0.066	0.007	16.886	0.983	
32	0.074	0.085	17.459	0.983	
33	0.035	0.066	17.637	0.987	
34	-0.031	-0.038	17.776	0.990	
35	-0.015	-0.004	17.809	0.993	
36	0.122	0.103	20.079	0.985	

Figura 55: Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LIPCA, modelo com intercepto



Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LIPCA

Null Hypothesis: LIPCA has a unit root Exogenous: None Lag Length: 13 (Fixed)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.056813	0.2604	
Test critical values:				
1% level		-2.591813		
5% level		-1.944574		
10% level		-1.614315		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LIPCA) Method: Least Squares Date: 01/24/08 Time: 04:09 Sample (adjusted): 2000M09 2007M11 Included observations: 87 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LIPCA(-1)	-0.003224	0.003051	-1.056813	0.2941
D(LIPCA(-1))	0.616084	0.110283	5.586411	0.0000
D(LIPCA(-2))	0.044926	0.123983	0.362357	0.7181
D(LIPCA(-3))	-0.107426	0.123610	-0.867664	0.3884
D(LIPCA(-4))	0.089480	0.126874	0.698336	0.4881
D(LIPCA(-5))	-0.058437	0.129693	-0.450594	0.6536
D(LIPCA(-6))	0.131849	0.130615	1.007911	0.3168
D(LIPCA(-7))	-0.275514	0.128491	-2.144229	0.0353
D(LIPCA(-8))	0.132915	0.130676	1.015580	0.3132
D(LIPCA(-9))	0.042809	0.131219	0.326240	0.7452
D(LIPCA(-10))	0.016696	0.131255	0.127205	0.8991
D(LIPCA(-11))	-0.011949	0.131436	-0.090912	0.9278
D(LIPCA(-12))	-0.497362	0.131038	-3.795545	0.0003
D(LIPCA(-13))	0.234629	0.105849	2.214542	0.0299
R-squared	0.602779	Mean dependent var	-0.007066	
Adjusted R-squared	0.532041	S.D. dependent var	0.079213	
S.E. of regression	0.054187	Akaike info criterion	-2.846347	
Sum squared resid	0.214348	Schwarz criterion	-2.449534	
Log likelihood	137.8161	Hannan-Quinn criter.	-2.686563	
Durbin-Watson stat	1.775147			

Correlogram of RESID

Date: 01/24/08 Time: 04:09 Sample: 1999M07 2007M11 Included observations: 87					
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.091	0.091	0.7486	0.387	
2	0.026	0.018	0.8113	0.667	
3	-0.001	-0.005	0.8114	0.847	
4	-0.021	-0.021	0.8523	0.931	
5	0.064	0.069	1.2418	0.941	
6	0.043	0.032	1.4147	0.965	
7	-0.047	-0.058	1.6313	0.977	
8	-0.061	-0.054	1.9917	0.981	
9	0.051	0.069	2.2514	0.987	
10	0.026	0.016	2.3173	0.993	
11	0.043	0.028	2.5043	0.996	
12	-0.135	-0.145	4.3988	0.975	
13	-0.039	-0.000	4.5581	0.984	
14	0.008	0.018	4.5666	0.991	
15	-0.009	-0.021	4.5735	0.995	
16	0.066	0.055	5.0480	0.996	
17	0.037	0.050	5.1994	0.997	
18	0.002	0.009	5.1998	0.999	
19	0.180	0.173	8.8842	0.975	
20	0.042	-0.011	9.0917	0.982	
21	0.049	0.049	9.3880	0.986	
22	-0.059	-0.079	9.7863	0.988	
23	0.006	0.040	9.7911	0.992	
24	-0.156	-0.201	12.794	0.989	
25	-0.118	-0.121	14.532	0.982	
26	-0.068	-0.053	15.115	0.985	
27	-0.069	-0.040	15.725	0.988	
28	-0.028	-0.034	15.826	0.988	
29	-0.043	-0.014	16.067	0.975	
30	0.004	0.015	16.069	0.982	
31	-0.067	0.007	16.681	0.983	
32	0.074	0.085	17.460	0.983	
33	0.036	0.066	17.843	0.987	
34	-0.031	-0.038	17.779	0.990	
35	-0.015	-0.003	17.811	0.993	
36	0.123	0.104	20.107	0.985	

Figura 56: Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LIPCA, modelo básico

### C.3 Testes de Phillips & Perron (1988)

Os testes para uma raiz unitária propostos por Phillips & Perron (1988) tratam o problema da autocorrelação dos resíduos de maneira não paramétrica, pela correção da estatística de teste. Também três são os modelos possíveis, cujas especificações estão abaixo descritas, na ordem modelo básico, modelo com intercepto, modelo com intercepto e tendência.

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$y_t = \alpha + \beta t \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

O teste de hipótese é da seguinte forma:

$$\begin{cases} H_0 & : \rho = 1 \\ H_A & : \rho < 1 \end{cases}$$

A estatística do teste  $\hat{\tau}$  deve ser comparada à distribuição de MacKinnon. Uma hipótese do modelo de P-P é que os erros devem ser i.i.d. com média zero e variância  $\sigma_\varepsilon$ . Contudo, caso haja autocorrelação, a estatística do teste deve considerar esse fato. Assim testa-se  $Z(\hat{\tau})$ , onde a função  $Z$  é o ajuste efetuado por P-P. O critério para determinar o número de lags dos resíduos para considerar a autocorrelação foi a sugestão de Newey-West.

O critério de decisão é tal que se  $Z(\hat{\tau}_\tau) < \tau_\tau^{crit}$ , então rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária.

Os testes de Phillips & Perron (1988) não possuem testes de hipótese para verificar a significância dos termos deterministas. Assim, quando há dúvida sobre qual modelo é o mais adequado, pode-se recorrer ao teste de Dickey & Fuller (1981) como diferencial.

Os resultados para cada variável foram detalhados abaixo.

### C.3.1 Juros real

Para a variável LJUROREAL foram estimados os três modelos: com tendência e intercepto, figura 57; com intercepto, figura 58; e sem intercepto nem tendência, figura 59.

Para o modelo 3,  $Z(\hat{\tau}_\tau) > \tau_\tau^{crit}$ , o que não permite rejeitar a hipótese de um raiz unitária, mesmo a 10% de significância.

Para o modelo 2,  $Z(\hat{\tau}_\tau) < \tau_\tau^{crit}$ , a 10% de significância, quando se poderia rejeitar a hipótese. Todavia não se admite nesse estudo uma significância tão baixa. Portanto, o modelo não rejeita a hipótese de um raiz unitária.

O modelo 1 diz que  $Z(\hat{\tau}_\tau) > \tau_\tau^{crit}$ , mesmo a 10% de significância, e a decisão é não rejeitar a hipótese de uma raiz unitária .

Os resultados dos testes para todos os modelos são convergentes em afirmar que a série apresenta uma raiz unitária.

Phillips-Perron Unit Root Test on LJUROREAL				
Null Hypothesis: LJUROREAL has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)				
	Adj. t-Stat	Prob.		
Phillips-Perron test statistic	-2.907280	0.1648		
Test critical values:	1% level 5% level 10% level	-4.052411 -3.455376 -3.153438		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.004388		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.007074		
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LJUROREAL) Method: Least Squares Date: 01/24/08 Time: 05:24 Sample (adjusted): 1999M08 2007M11 Included observations: 100 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic Prob.	
LJUROREAL(-1)	-0.103782	0.043735	-2.372964	0.0196
C	0.241997	0.106835	2.265155	0.0257
@TREND(1999M07)	-0.000113	0.000240	-0.469304	0.6399
R-squared	0.054954	Mean dependent var	-0.008322	
Adjusted R-squared	0.035488	S.D. dependent var	0.068480	
S.E. of regression	0.067255	Akaike info criterion	-2.531109	
Sum squared resid	0.438754	Schwarz criterion	-2.452954	
Log likelihood	129.5554	Hannan-Quinn criter.	-2.499478	
F-statistic	2.820233	Durbin-Watson stat	1.077120	
Prob(F-statistic)	0.064488			

Figura 57: Teste de Phillips-Perron, variável LJUROREAL, modelo com intercepto e tendência

Phillips-Perron Unit Root Test on LJUROREAL

Null Hypothesis: LJUROREAL has a unit root Exogenous: Constant Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)				
		Adj. t-Stat	Prob.*	
Phillips-Perron test statistic		-2.849289	0.0551	
Test critical values:	1% level	-3.497029		
	5% level	-2.890623		
	10% level	-2.582353		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)			0.004398	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)			0.007081	
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LJUROREAL) Method: Least Squares Date: 01/24/08 Time: 05:25 Sample (adjusted): 1999M08 2007M11 Included observations: 100 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic Prob.	
LJUROREAL(-1)	-0.098903	0.042312	-2.337454	0.0214
C	0.224813	0.099963	2.248947	0.0268
R-squared	0.052808	Mean dependent var		-0.008322
Adjusted R-squared	0.043143	S.D. dependent var		0.068480
S.E. of regression	0.069887	Akaike info criterion		-2.548841
Sum squared resid	0.439751	Schwarz criterion		-2.496737
Log likelihood	129.4420	Hannan-Quinn criter.		-2.527754
F-statistic	5.463693	Durbin-Watson stat		1.079662
Prob(F-statistic)	0.021450			

Figura 58: Teste de Phillips-Perron, variável LJUROREAL, modelo com intercepto

Phillips-Perron Unit Root Test on LJUROREAL

Null Hypothesis: LJUROREAL has a unit root				
Exogenous: None				
Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)				
		Adj. t-Stat	Prob.*	
Phillips-Perron test statistic				
		-1.246503	0.1943	
Test critical values:	1% level	-2.588232		
	5% level	-1.944072		
	10% level	-1.614616		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				
HAC corrected variance (Bartlett kernel)			0.004624	
0.005902				
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(LJUROREAL)				
Method: Least Squares				
Date: 01/24/08 Time: 05:25				
Sample (adjusted): 1999M08 2007M11				
Included observations: 100 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic Prob.	
LJUROREAL(-1)	-0.003959	0.002893	-1.368460	0.1743
R-squared	0.003923	Mean dependent var	-0.008322	
Adjusted R-squared	0.003923	S.D. dependent var	0.068480	
S.E. of regression	0.068346	Akaike info criterion	-2.518519	
Sum squared resid	0.462446	Schwarz criterion	-2.492467	
Log likelihood	126.9259	Hannan-Quinn criter.	-2.507975	
Durbin-Watson stat	1.129137			

Figura 59: Teste de Phillips-Perron, variável LJUROREAL, modelo básico

### C.3.2 Dívida líquida do setor público

Para a variável LDLSP foram estimados os três modelos: com tendência e intercepto, figura 60; com intercepto, figura 61; e sem intercepto nem tendência, figura 62.

Para o modelo 3,  $Z(\hat{\tau}_\tau) > \tau_\tau^{crit}$ , o que não permite rejeitar a hipótese de um raiz unitária, mesmo a 10% de significância.

Também para o modelo 2, tem-se  $Z(\hat{\tau}_\tau) > \tau_\tau^{crit}$ , a 10% de significância. Portanto, essa especificação também não rejeita a hipótese de um raiz unitária.

O modelo 1 confirma que  $Z(\hat{\tau}_\tau) > \tau_\tau^{crit}$ , mesmo a 10% de significância, e a decisão é também não rejeitar a hipótese de uma raiz unitária .

Os resultados dos testes são consonantes para atestar que a variável possui uma raiz unitária.

Phillips-Perron Unit Root Test on LDLSP				
Null Hypothesis: LDLSP has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)				
	Adj. t-Stat	Prob.		
Phillips-Perron test statistic	-1.449949	0.8400		
Test critical values:	1% level	-4.052411		
	5% level	-3.455376		
	10% level	-3.153438		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.000382		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.000294		
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LDLSP) Method: Least Squares Date: 01/24/08 Time: 05:22 Sample (adjusted): 1999M08 2007M11 Included observations: 100 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic Prob.	
LDLSP(-1)	-0.058936	0.035256	-1.671659	0.0978
C	0.232674	0.136997	1.698393	0.0926
@TREND(1999M07)	-0.000117	7.09E-05	-1.650636	0.1020
R-squared	0.043643	Mean dependent var	-0.000674	
Adjusted R-squared	0.023924	S.D. dependent var	0.020080	
S.E. of regression	0.019839	Akaike info criterion	-4.972836	
Sum squared resid	0.038176	Schwarz criterion	-4.894681	
Log likelihood	251.6418	Hannan-Quinn criter.	-4.941206	
F-statistic	2.213289	Durbin-Watson stat	2.456751	
Prob(F-statistic)	0.114833			

Figura 60: Teste de Phillips-Perron, variável LDLSP, modelo com intercepto e tendência

Phillips-Perron Unit Root Test on LDLSP				
Null Hypothesis: LDLSP has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)				
		Adj. t-Stat	Prob.*	
Phillips-Perron test statistic		-1.100009	0.7135	
Test critical values:	1% level	-3.497029		
	5% level	-2.890623		
	10% level	-2.582353		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.000392		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.000325		
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(LDLSP)				
Method: Least Squares				
Date: 01/24/08 Time: 05:22				
Sample (adjusted): 1999M08 2007M11				
Included observations: 100 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic Prob.	
LDLSP(-1)	-0.044572	0.034464	-1.293269	0.1990
C	0.171330	0.133015	1.288056	0.2008
R-squared	0.016780	Mean dependent var	-0.000674	
Adjusted R-squared	0.006748	S.D. dependent var	0.020080	
S.E. of regression	0.020012	Akaike info criterion	-4.965135	
Sum squared resid	0.039249	Schwarz criterion	-4.913032	
Log likelihood	250.2568	Hannan-Quinn criter.	-4.944048	
F-statistic	1.672545	Durbin-Watson stat	2.424843	
Prob(F-statistic)	0.198958			

Figura 61: Teste de Phillips-Perron, variável LDLSP, modelo com intercepto

Phillips-Perron Unit Root Test on LDLSP				
Null Hypothesis: LDLSP has a unit root				
Exogenous: None				
Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)				
		Adj. t-Stat	Prob.*	
Phillips-Perron test statistic		-0.420777	0.5292	
Test critical values:	1% level	-2.588232		
	5% level	-1.944072		
	10% level	-1.614616		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.000399		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.000271		
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(LDLSP)				
Method: Least Squares				
Date: 01/24/08 Time: 05:23				
Sample (adjusted): 1999M08 2007M11				
Included observations: 100 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic Prob.	
LDLSP(-1)	-0.000185	0.000520	-0.355008	0.7233
R-squared	0.000135	Mean dependent var	-0.000674	
Adjusted R-squared	0.000135	S.D. dependent var	0.020080	
S.E. of regression	0.020079	Akaike info criterion	-4.968347	
Sum squared resid	0.039913	Schwarz criterion	-4.942296	
Log likelihood	249.4174	Hannan-Quinn criter.	-4.957804	
Durbin-Watson stat	2.493487			

Figura 62: Teste de Phillips-Perron, variável LDLSP, modelo básico

### C.3.3 Necessidade de financiamento do setor público

Para a variável LNFSP foram estimados os três modelos: com tendência e intercepto, figura 63; com intercepto, figura 64; e sem intercepto nem tendência, figura 65.

Para o modelo 3,  $Z(\hat{\tau}_\tau) < \tau_\tau^{crit}$ . Isso significa que se rejeita a hipótese de uma raiz unitária na série, a 1% de significância.

Também para o modelo 2 tem-se  $Z(\hat{\tau}_\tau) < \tau_\tau^{crit}$ , a 1 % de significância. Rejeita-se a hipótese de um raiz unitária.

O modelo 1 sem tendência nem intercepto também aponta  $Z(\hat{\tau}_\tau) < \tau_\tau^{crit}$ , a 1% de significância. A decisão é também rejeitar a hipótese de uma raiz unitária .

Os resultados dos testes para as três especificações concordam que a série é estacionária, não possui raiz unitária. Esse resultado é diverso daquele apontado pelos testes de Dickey-Pantula e ADF. O teste de Phillips & Perron (1988) tem maior potência que o teste ADF quando trata-se de uma série com autocorrelação serial de ordens elevadas. Não parece ser o caso para a variável em questão, que é uma variável de fluxo.

### C.3.4 Inflação

Para a variável LIPCA foram estimados os três modelos: com tendência e intercepto, figura 66; com intercepto, figura 67; e sem intercepto nem tendência, figura 68.

Para o modelo 3,  $Z(\hat{\tau}_\tau) > \tau_\tau^{crit}$ , donde não se pode rejeitar a hipótese de uma raiz unitária na série, mesmo a 10% de significância.

Também para o modelo 2 tem-se  $Z(\hat{\tau}_\tau) > \tau_\tau^{crit}$ , até 10 % de significância. Não se rejeita  $H_0$ .

O modelo 1 sem tendência nem intercepto também aponta  $Z(\hat{\tau}_\tau) > \tau_\tau^{crit}$ , a 10% de significância. A decisão é também não descartar a existência de uma raiz unitária.

Os resultados dos testes para as três especificações concordam que a série é integrada de ordem um, existe uma raiz unitária.

Os testes de Phillips-Perron confirmaram os testes de Dickey-Fuller e de Dickey-

Phillips-Perron Unit Root Test on LNFSP				
Null Hypothesis: LNFSP has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)				
		Adj. t-Stat	Prob.	
Phillips-Perron test statistic		-11.96169	0.0000	
Test critical values:	1% level	-4.052411		
	5% level	-3.455376		
	10% level	-3.153438		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)			0.003343	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)			0.003752	
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(LNFSP)				
Method: Least Squares				
Date: 01/24/08 Time: 05:25				
Sample (adjusted): 1999M08 2007M11				
Included observations: 100 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic Prob.	
LNFSP(-1)	-1.200877	0.099469	-12.07284	0.0000
C	0.068587	0.013066	5.096146	0.0000
@TREND(1999M07)	-0.000452	0.000207	-2.184445	0.0313
R-squared	0.600418	Mean dependent var	-0.000284	
Adjusted R-squared	0.592179	S.D. dependent var	0.091932	
S.E. of regression	0.058709	Akaike info criterion	-2.802917	
Sum squared resid	0.334331	Schwarz criterion	-2.724761	
Log likelihood	143.1458	Hannan-Quinn criter.	-2.771286	
F-statistic	72.87677	Durbin-Watson stat	1.939614	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura 63: Teste de Phillips-Perron, variável LNFSP, modelo com intercepto e tendência

Phillips-Perron Unit Root Test on LNFSP				
Null Hypothesis: LNFSP has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)				
		Adj. t-Stat	Prob.*	
Phillips-Perron test statistic		-11.55679	0.0000	
Test critical values:	1% level	-3.497029		
	5% level	-2.890623		
	10% level	-2.582353		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)			0.003508	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)			0.004021	
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(LNFSP)				
Method: Least Squares				
Date: 01/24/08 Time: 05:25				
Sample (adjusted): 1999M08 2007M11				
Included observations: 100 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic Prob.	
LNFSP(-1)	-1.161398	0.099678	-11.65147	0.0000
C	0.042323	0.007012	6.035832	0.0000
R-squared	0.580761	Mean dependent var	-0.000284	
Adjusted R-squared	0.578483	S.D. dependent var	0.091932	
S.E. of regression	0.058828	Akaike info criterion	-2.774895	
Sum squared resid	0.350778	Schwarz criterion	-2.722791	
Log likelihood	140.7447	Hannan-Quinn criter.	-2.753807	
F-statistic	135.7568	Durbin-Watson stat	1.937421	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura 64: Teste de Phillips-Perron, variável LNFSP, modelo com intercepto



Phillips-Perron Unit Root Test on LNFSP

Null Hypothesis: LNFSP has a unit root				
Exogenous: None				
Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)				
	Adj. t-Stat	Prob.*		
Phillips-Perron test statistic	-9.623302	0.0000		
Test critical values:	1% level	-2.588292		
	5% level	-1.944072		
	10% level	-1.614616		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.004812		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.010013		
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(LNFSP)				
Method: Least Squares				
Date: 01/24/08 Time: 05:25				
Sample (adjusted): 1999M08 2007M11				
Included observations: 100 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic Prob.	
LNFSP(-1)	-0.847627	0.099108	-8.552600	0.0000
R-squared	0.424904	Mean dependent var	-0.000284	
Adjusted R-squared	0.424904	S.D. dependent var	0.091932	
S.E. of regression	0.069717	Akaike info criterion	-2.478800	
Sum squared resid	0.481183	Schwarz criterion	-2.452748	
Log likelihood	124.9400	Hannan-Quinn criter.	-2.468256	
Durbin-Watson stat	2.118102			

Figura 65: Teste de Phillips-Perron, variável LNFSP, modelo básico

Phillips-Perron Unit Root Test on LIPCA

Null Hypothesis: LIPCA has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)				
		Adj. t-Stat	Prob.*	
Phillips-Perron test statistic		-2.426389	0.3639	
Test critical values:	1% level	-4.052411		
	5% level	-3.455376		
	10% level	-3.153438		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)			0.006474	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)			0.017210	
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(LIPCA)				
Method: Least Squares				
Date: 01/24/08 Time: 05:23				
Sample (adjusted): 1999M08 2007M11				
Included observations: 100 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LIPCA(-1)	-0.047823	0.023173	-2.063729	0.0417
C	0.130279	0.053952	2.414712	0.0176
@TREND(1999M07)	-0.000824	0.000324	-2.541376	0.0126
R-squared	0.070441	Mean dependent var	-0.000884	
Adjusted R-squared	0.051275	S.D. dependent var	0.083877	
S.E. of regression	0.081698	Akaike info criterion	-2.142034	
Sum squared resid	0.647432	Schwarz criterion	-2.063879	
Log likelihood	110.1017	Hannan-Quinn criter.	-2.110404	
F-statistic	3.675277	Durbin-Watson stat	0.708837	
Prob(F-statistic)	0.028936			

Figura 66: Teste de Phillips-Perron, variável LIPCA, modelo com intercepto e tendência

Phillips-Perron Unit Root Test on LIPCA

Null Hypothesis: LIPCA has a unit root Exogenous: Constant Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)				
		Adj. t-Stat	Prob.*	
Phillips-Perron test statistic		-1.616147	0.4706	
Test critical values:	1% level	-3.497029		
	5% level	-2.890623		
	10% level	-2.582353		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)			0.006905	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)			0.018480	
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LIPCA) Method: Least Squares Date: 01/24/08 Time: 05:23 Sample (adjusted): 1999M08 2007M11 Included observations: 100 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic Prob.	
LIPCA(-1)	-0.019107	0.020787	-0.919186	0.3603
C	0.034899	0.039824	0.876329	0.3830
R-squared	0.008548	Mean dependent var	-0.000884	
Adjusted R-squared	-0.001569	S.D. dependent var	0.083877	
S.E. of regression	0.083942	Akaike info criterion	-2.097574	
Sum squared resid	0.890540	Schwarz criterion	-2.045470	
Log likelihood	106.8787	Hannan-Quinn criter.	-2.078487	
F-statistic	0.844903	Durbin-Watson stat	0.684999	
Prob(F-statistic)	0.360255			

Figura 67: Teste de Phillips-Perron, variável LIPCA, modelo com intercepto

Phillips-Perron Unit Root Test on LIPCA

Null Hypothesis: LIPCA has a unit root				
Exogenous: None				
Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)				
		Adj. t-Stat	Prob.*	
Phillips-Perron test statistic				
Test critical values:	1% level	-2.588232	0.5367	
	5% level	-1.944072		
	10% level	-1.614616		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)			0.006360	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)			0.018250	
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(LIPCA)				
Method: Least Squares				
Date: 01/24/08 Time: 05:24				
Sample (adjusted): 1999M08 2007M11				
Included observations: 100 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic Prob.	
LIPCA(-1)	-0.001300	0.004376	-0.297077	0.7670
R-squared	0.000778	Mean dependent var	-0.000884	
Adjusted R-squared	0.000778	S.D. dependent var	0.083877	
S.E. of regression	0.083944	Akaike info criterion	-2.109768	
Sum squared resid	0.895952	Schwarz criterion	-2.083716	
Log likelihood	106.4884	Hannan-Quinn criter.	-2.099225	
Durbin-Watson stat	0.692825			

Figura 68: Teste de Phillips-Perron, variável LIPCA, modelo básico

Pantula na rejeição da estacionaridade, por presença de uma raiz unitária, para as séries LJUROREAL, LDLSP e LIPCA. A série LNFSP foi apontada como estacionária por Phillips-Perron.

## C.4 Testes de Dickey-Fuller GLS

Esses testes reajustam o modelo seminal de Dickey-Fuller mediante a utilização de técnica GLS para encontrar maior potência dos testes de hipótese. O teste de Dickey-Fuller GLS, também conhecido como ERS (Elliot- Rothenberg-Stock), utiliza-se de uma alternativa para estimar os termos deterministas do modelo. Por tal motivo, o teste DF-GLS é aplicável sempre quando o Augmented-Dickey-Fuller concluiu que o modelo adequado tem a presença de componentes determinísticos, como constante e tendência.

O método faz um teste pontual ótimo para o qual o teste de hipótese tem menos chance de incorrer em erro do tipo dois, que é não rejeitar a hipótese nula, de existência de raiz unitária, quando a série em verdade é estacionária.

Os testes devem ser aplicados se os estudos originais do Augmented Dickey-Fuller confirmarem o melhor ajuste do modelo com a presença de algum termo determinístico. Não foi o caso, o modelo básico apresentou melhor ajuste no teste ADF. Quando o teste ADF indica que o modelo ótimo não possui termos determinísticos, esse modelo estimado já está na fronteira de potência, não havendo ganhos com a utilização do teste DF-GLS.

O método de aplicação é estimar os termos determinísticos antes e aplicar o teste Dickey-Fuller sobre o resíduo da variável dependente.

São dois modelos possíveis, o modelo com intercepto apenas e o modelo com intercepto e tendência:

$$\begin{aligned}y_t &= \beta_0 + u_t \\y_t &= (\beta_0 + \beta t) + u_t\end{aligned}$$

A especificação operacional é dada pela equação:

$$\nabla y_t^d = \gamma y_{t-1}^d + \sum_{i=1}^l \gamma_i \nabla y_{t-i}^d + \varepsilon_t$$

Em que  $y_t^d = y_t - \beta_0$  no modelo com intercepto e  $y_t^d = y_t - (\beta_0 + \beta t)$  no modelo com

intercepto e tendência.

O teste tem a seguinte estrutura:

$$\begin{cases} H_0 & : \gamma = 1 \\ H_A & : \gamma < 1 \end{cases}$$

O critério para seleção do número de defasagens foi o critério de Schwarz (SIC), oferecido automaticamente pelo software. A estatística do teste deve ser confrontada com os valores críticos. Para o modelo com intercepto, os valores são os mesmos simulados por MacKinnon. Para o modelo com intercepto e tendência, os valores críticos devem ser capturados em [Elliott, Rothemberg & Stock \(1996\)](#).

Os resultados dos testes vêm a seguir.

#### C.4.1 Juros real

Os resultados estão nas figuras [69](#), modelo com intercepto e tendência, e [70](#), o modelo com intercepto.

Para o modelo com intercepto e tendência linear, a estatística do teste para o modelo é  $\hat{\tau}_{GLS} > \tau_{GLS}$ , ao nível de 10%, onde os valores críticos foram simulados por Elliot, Rothenberg e Stock. Não se rejeita a hipótese nula de uma raiz unitária.

Para o modelo com intercepto, a estatística do teste é  $\hat{\tau}_{\mu} > \tau_{\mu}$ , mesmo a 10% de significância, conforme tabela de MacKinnon. Assim, não se pode rejeitar a hipótese de raiz unitária.

Ambos os modelos não rejeitam a raiz unitária na série, o que corrobora todos os testes anteriores.

#### C.4.2 Dívida líquida do setor público

Os resultados estão nas figuras [71](#), modelo com intercepto e tendência, e [72](#), o modelo com intercepto.

Para o modelo com intercepto e tendência linear, a estatística do teste para o modelo é  $\hat{\tau}_{GLS} > \tau_{GLS}$ , ao nível de 10%. Não se rejeita a hipótese nula de uma raiz unitária.

DF-GLS Unit Root Test on LJUROREAL

Null Hypothesis: LJUROREAL has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)				
				t-Statistic
Elliott-Rootenberq-Stock DF-GLS test statistic				-2.048839
Test critical values:	1% level			-3.587600
	5% level			-3.036400
	10% level			-2.746000
*Elliott-Rootenberq-Stock (1996, Table 1)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 01/24/08 Time: 06:10				
Sample (adjusted): 1999M10 2007M11				
Included observations: 98 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.063295	0.030893	-2.048839	0.0432
D(GLSRESID(-1))	0.533095	0.097367	5.475109	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-0.186399	0.098652	-1.889450	0.0619
R-squared	0.258090	Mean dependent var	-0.000922	
Adjusted R-squared	0.243492	S.D. dependent var	0.067464	
S.E. of regression	0.058679	Akaike info criterion	-2.803345	
Sum squared resid	0.327103	Schwarz criterion	-2.724213	
Log likelihood	140.3639	Hannan-Quinn criter.	-2.771338	
Durbin-Watson stat	1.901273			

Figura 69: Teste de Dickey-Fuller GLS, variável LJUROREAL, modelo com intercepto e tendência

DF-GLS Unit Root Test on LJUROREAL

Null Hypothesis: LJUROREAL has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)				
			t-Statistic	
Elliott-Rootenberq-Stock DF-GLS test statistic			-0.534356	
Test critical values:	1% level		-2.588772	
	5% level		-1.944140	
	10% level		-1.614575	
*MacKinnon (1996)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 01/24/08 Time: 06:11				
Sample (adjusted): 1999M10 2007M11				
Included observations: 98 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic Prob.	
GLSRESID(-1)	-0.011400	0.021334	-0.534356	0.5943
D(GLSRESID(-1))	0.533008	0.099893	5.335798	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-0.222142	0.099855	-2.224651	0.0285
R-squared	0.223663	Mean dependent var	-0.006440	
Adjusted R-squared	0.207319	S.D. dependent var	0.067464	
S.E. of regression	0.060065	Akaike info criterion	-2.758637	
Sum squared resid	0.342744	Schwarz criterion	-2.677506	
Log likelihood	138.0752	Hannan-Quinn criter.	-2.724630	
Durbin-Watson stat	1.911615			

Figura 70: Teste de Dickey-Fuller GLS, variável LJUROREAL, modelo com intercepto

Para o modelo com intercepto, a estatística do teste é  $\hat{\tau}_\mu > \tau_\mu$ , a 10% de significância. Assim, também não se rejeita a hipótese de raiz unitária para essa estimação.

Ambos os modelos não rejeitam a raiz unitária na série, apontando-a como integrada de ordem um, o que corrobora todos os testes anteriores.

DF-GLS Unit Root Test on LDLSP				
Null Hypothesis: LDLSP has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)				
				t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic				-0.941720
Test critical values:				
1% level				-3.533800
5% level				-3.033200
10% level				-2.743000
*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 01/24/08 Time: 06:09				
Sample (adjusted): 1999M09 2007M11				
Included observations: 99 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.030817	0.032725	-0.941720	0.3487
D(GLSRESID(-1))	-0.238185	0.099016	-2.405527	0.0180
R-squared	0.072617	Mean dependent var	-0.000770	
Adjusted R-squared	0.063056	S.D. dependent var	0.020059	
S.E. of regression	0.019416	Akaike info criterion	-5.025414	
Sum squared resid	0.036568	Schwarz criterion	-4.972988	
Log likelihood	250.7580	Hannan-Quinn criter.	-5.004202	
Durbin-Watson stat	1.930497			

Figura 71: Teste de Dickey-Fuller GLS, variável LDLSP, modelo com intercepto e tendência

### C.4.3 Necessidade de financiamento do setor público

Os resultados estão nas figuras 73, modelo com intercepto e tendência, e 74, o modelo com intercepto.

Para o modelo com intercepto e tendência linear, a estatística do teste para o modelo é  $\hat{\tau}_{GLS} < \tau_{GLS}$ , a 1% de significância e os valores críticos são dados por Elliot, Rothenberg e Stock. Rejeita-se a hipótese nula de uma raiz unitária para a série.

Para o modelo com intercepto, a estatística do teste é  $\hat{\tau}_\mu < \tau_\mu$ , a 1% de significância, conforme tabela de MacKinnon. Assim, também rejeita-se a hipótese de raiz unitária para esse modelo.

Em suma, ambos os modelos rejeitam a raiz unitária na série, apontando-a como estacionária. Esse resultado corrobora o achado nos testes de Phillips-Perron, mas não

DF-GLS Unit Root Test on LDLSP				
Null Hypothesis: LDLSP has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)				
				t-Statistic
Elliott-Rootenber-Stock DF-GLS test statistic				-0.900922
Test critical values:	1% level			-2.588530
	5% level			-1.944105
	10% level			-1.614596
*MacKinnon (1996)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 01/24/08 Time: 06:09				
Sample (adjusted): 1999M09 2007M11				
Included observations: 99 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.027165	0.030152	-0.900922	0.3699
D(GLSRESID(-1))	-0.239703	0.098831	-2.425397	0.0171
R-squared	0.071156	Mean dependent var	-0.000896	
Adjusted R-squared	0.061581	S.D. dependent var	0.020059	
S.E. of regression	0.019432	Akaike info criterion	-5.023841	
Sum squared resid	0.036626	Schwarz criterion	-4.971414	
Log likelihood	250.6801	Hannan-Quinn criter.	-5.002629	
Durbin-Watson stat	1.931346			

Figura 72: Teste de Dickey-Fuller GLS, variável LDLSP, modelo com intercepto

está de acordo com Dickey-Pantula e Dickey-Fuller.

#### C.4.4 Inflação

Os resultados estão nas figuras 75, modelo com intercepto e tendência, e 76, o modelo com intercepto.

Para o modelo com intercepto e tendência linear, a estatística do teste para o modelo é  $\hat{\tau}_{GLS} > \tau_{GLS}$ , ao nível de 10%, onde os valores críticos foram simulados por Elliot, Rothenberg e Stock. Não se rejeita a hipótese nula de uma raiz unitária.

Para o modelo com intercepto, a estatística do teste é  $\hat{\tau}_{\mu} < \tau_{\mu}$ , apenas a 10% de significância, conforme tabela de MacKinnon. Assim, não se aceita esse nível de significância e não se rejeita a hipótese de raiz unitária.

Ambos os modelos não rejeitam a raiz unitária na série, o que corrobora os testes já realizados.

As variáveis LJUROREAL, LDLSP e LIPCA apresentaram após os testes de Dickey-Fuller GLS os mesmos resultados já apontados por Dickey-Pantula, Augmented Dickey-Fuller e Phillips-Perron. Todas possuem uma raiz unitária. A variável LNFSP encon-



DF-GLS Unit Root Test on LNFSP				
Null Hypothesis: LNFSP has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)				
			t-Statistic	
Elliott-Rootenberq-Stock DF-GLS test statistic			-12.19867	
Test critical values:	1% level		-3.580000	
	5% level		-3.030000	
	10% level		-2.740000	
*Elliott-Rootenberq-Stock (1996, Table 1)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 01/24/08 Time: 06:11				
Sample (adjusted): 1999M08 2007M11				
Included observations: 100 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic Prob.	
GLSRESID(-1)	-1.200324	0.098469	-12.18967	0.0000
R-squared	0.600150	Mean dependent var	4.93E-05	
Adjusted R-squared	0.600150	S.D. dependent var	0.091932	
S.E. of regression	0.058132	Akaike info criterion	-2.842247	
Sum squared resid	0.334555	Schwarz criterion	-2.816195	
Log likelihood	143.1124	Hannan-Quinn criter.	-2.831704	
Durbin-Watson stat	1.939579			

Figura 73: Teste de Dickey-Fuller GLS, variável LNFSP, modelo com intercepto e tendência

DF-GLS Unit Root Test on LNFSP				
Null Hypothesis: LNFSP has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)				
			t-Statistic	
Elliott-Rootenberq-Stock DF-GLS test statistic			-11.37766	
Test critical values:	1% level		-2.588292	
	5% level		-1.944072	
	10% level		-1.614616	
*MacKinnon (1996)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 01/24/08 Time: 06:11				
Sample (adjusted): 1999M08 2007M11				
Included observations: 100 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-1.133895	0.099660	-11.37766	0.0000
R-squared	0.566643	Mean dependent var		-0.000284
Adjusted R-squared	0.566643	S.D. dependent var		0.091932
S.E. of regression	0.060519	Akaike info criterion		-2.761774
Sum squared resid	0.362591	Schwarz criterion		-2.735723
Log likelihood	139.0887	Hannan-Quinn criter.		-2.751231
Durbin-Watson stat	1.938243			

Figura 74: Teste de Dickey-Fuller GLS, variável LNFSP, modelo com intercepto

DF-GLS Unit Root Test on LIPCA				
Null Hypothesis: LIPCA has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)				
				t-Statistic
Elliott-Rootenberq-Stock DF-GLS test statistic				-1.981850
Test critical values:	1% level	-3.583800		
	5% level	-3.033200		
	10% level	-2.743000		
*Elliott-Rootenberq-Stock (1996, Table 1)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 01/24/08 Time: 06:10				
Sample (adjusted): 1999M09 2007M11				
Included observations: 99 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.029197	0.014732	-1.981850	0.0503
D(GLSRESID(-1))	0.635476	0.074177	8.567026	0.0000
R-squared	0.434330	Mean dependent var	-0.002383	
Adjusted R-squared	0.428499	S.D. dependent var	0.081439	
S.E. of regression	0.061566	Akaike info criterion	-2.717424	
Sum squared resid	0.367664	Schwarz criterion	-2.664998	
Log likelihood	136.5125	Hannan-Quinn criter.	-2.696212	
Durbin-Watson stat	1.875448			

Figura 75: Teste de Dickey-Fuller GLS, variável LIPCA, modelo com intercepto e tendência

DF-GLS Unit Root Test on LIPCA				
Null Hypothesis: LIPCA has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)				
				t-Statistic
Elliott-Rootenberq-Stock DF-GLS test statistic				
Test critical values:				-1.827682
1% level				-2.588630
5% level				-1.944105
10% level				-1.614596
*MacKinnon (1996)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 01/24/08 Time: 06:10				
Sample (adjusted): 1999M09 2007M11				
Included observations: 99 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.023749	0.012994	-1.827682	0.0707
D(GLSRESID(-1))	0.633144	0.074323	8.518835	0.0000
R-squared	0.430850	Mean dependent var	-0.003052	
Adjusted R-squared	0.424983	S.D. dependent var	0.081439	
S.E. of regression	0.061755	Akaike info criterion	-2.711291	
Sum squared resid	0.369926	Schwarz criterion	-2.658864	
Log likelihood	136.2089	Hannan-Quinn criter.	-2.690079	
Durbin-Watson stat	1.870290			

Figura 76: Teste de Dickey-Fuller GLS, variável LIPCA, modelo com intercepto

tra consonância apenas com o teste de Phillips-Perron quando indica estacionaridade. Dickey-Pantula e ADF concluíram, ao contrário, que LNFSP é integrada de ordem um.

## C.5 Testes de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)

O teste proposto por Kwiatkowski et al. (1992) tem uma especificação diferente dos demais testes aplicados. A idéia dos autores é verificar, sob hipótese nula, que as séries são estacionárias em torno de uma constante.

São dois os modelos possíveis, o modelo com intercepto e o modelo com intercepto e tendência. Avalia-se sob hipótese nula de que a série é estacionária, se existe estacionaridade em torno de uma constante (modelo primeiro) ou em torno de uma tendência linear (segundo modelo).

$$\begin{aligned}y_t &= r_t + \varepsilon_t \\y_t &= r_t + \lambda t + \varepsilon_t\end{aligned}$$

E  $r_t = r_{t-1} + \mu_t$ , onde  $\mu_t$  é i.i.d. com média zero e variância constante.

O teste de hipótese proposto por Kwiatkowski et al. (1992):

$$\begin{cases} H_0 & : \sigma_\varepsilon = 0 \\ H_A & : \sigma_\varepsilon > 0 \end{cases}$$

A estatística do teste deve ser confrontada com os valores críticos simulados pelos autores Kwiatkowski et al. (1992). O critério de decisão é se  $\hat{\eta} > \eta^{crit}$ , rejeita-se a hipótese nula de estacionaridade.

O critério adotado para determinar as defasagens na janela de Bartlett foi a sugestão de Newey-West, construído pelo software.

Os resultados dos testes vêm a seguir.

### C.5.1 Juros real

Os resultados estão nas figuras 77, modelo com intercepto e tendência, e 78, o modelo com intercepto.

Para o modelo com intercepto e tendência linear, a estatística do teste para o modelo

é  $\hat{\eta} < \eta^{crit}$ , até o nível de 10%, onde os valores críticos foram simulados por Kwiatkowski et al. (1992). Não se rejeita a hipótese nula de estacionaridade.

Para o modelo com intercepto, a estatística do teste mantém-se  $\hat{\eta} < \eta^{crit}$ , mesmo a 10% de significância. Assim, não se pode rejeitar a hipótese de nenhuma raiz unitária.

Ambos os modelos não rejeitam a estacionaridade da série. Esse resultado é contrário a todos os testes anteriores aplicados para a variável LJUROREAL.

KPSS Unit Root Test on LJUROREAL

Null Hypothesis: LJUROREAL is stationary Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				0.089291
Asymptotic critical values**:				
1% level				0.216000
5% level				0.146000
10% level				0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				0.024485
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.115899
KPSS Test Equation Dependent Variable: LJUROREAL Method: Least Squares Date: 01/24/08 Time: 06:12 Sample: 1999M07 2007M11 Included observations: 101				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.428183	0.031221	77.77464	0.0000
@TREND(1999M07)	-0.001499	0.000539	-2.778948	0.0065
R-squared	0.072361	Mean dependent var	2.353233	
Adjusted R-squared	0.062991	S.D. dependent var	0.163275	
S.E. of regression	0.158049	Akaike info criterion	-0.832223	
Sum squared resid	2.472962	Schwarz criterion	-0.780438	
Log likelihood	44.02725	Hannan-Quinn criter.	-0.811259	
F-statistic	7.722552	Durbin-Watson stat	0.189620	
Prob(F-statistic)	0.006526			

Figura 77: Teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, variável LJUROREAL, modelo com intercepto e tendência

### C.5.2 Dívida líquida do setor público

Os resultados estão nas figuras 79, modelo com intercepto e tendência, e 80, o modelo com intercepto.

Para o modelo com intercepto e tendência linear, a estatística do teste para o modelo indica  $\hat{\eta} > \eta^{crit}$ , ao nível de 1%. Nesse caso, rejeita-se a hipótese nula de estacionaridade. A série possui uma raiz unitária.

Para o modelo com intercepto, a estatística do teste é  $\hat{\eta} > \eta^{crit}$ , apenas a 10%

KPSS Unit Root Test on LJUROREAL				
Null Hypothesis: LJUROREAL is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				0.181665
Asymptotic critical values*:				1% level 0.739000
				5% level 0.463000
				10% level 0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				0.026395
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.121876
KPSS Test Equation Dependent Variable: LJUROREAL Method: Least Squares Date: 01/24/08 Time: 06:12 Sample: 1999M07 2007M11 Included observations: 101				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.353233	0.016246	144.8460	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	2.353233	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.163275	
S.E. of regression	0.163275	Akaike info criterion	-0.776912	
Sum squared resid	2.665667	Schwarz criterion	-0.751020	
Log likelihood	40.23407	Hannan-Quinn criter.	-0.766430	
Durbin-Watson stat	0.176751			

Figura 78: Teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, variável LJUROREAL, modelo com intercepto

de significância. Assim, como esse nível de significância não é aceitável nesse estudo, também não se rejeita a hipótese de estacionaridade da série.

Os modelos mostraram divergência. Enquanto o modelo com tendência e intercepto indicou uma raiz unitária, o modelo com intercepto concluiu pela estacionaridade da série. O resultado de uma raiz unitária foi apontado por todos os testes anteriores aplicados à série.

### C.5.3 Necessidade de financiamento do setor público

Os resultados estão nas figuras 81, modelo com intercepto e tendência, e 82, o modelo com intercepto.

Para o modelo com intercepto e tendência linear, a estatística do teste para o modelo é  $\hat{\eta} < \eta^{crit}$ , até 10% de significância. Assim não se rejeita a hipótese de estacionaridade da série LNFSP.

Para o modelo com intercepto, a estatística do teste é  $\hat{\eta} > \eta^{crit}$ , a 5% de significância.

KPSS Unit Root Test on LDLSP

Null Hypothesis: LDLSP is stationary Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 8 (Newey-West using Bartlett kernel)				
		LM-Stat.		
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.274779		
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000		
	5% level	0.146000		
	10% level	0.119000		
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)		0.003199		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.023796		
KPSS Test Equation Dependent Variable: LDLSP Method: Least Squares Date: 01/24/08 Time: 06:13 Sample: 1999M07 2007M11 Included observations: 101				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.885205	0.011285	344.2716	0.0000
@TREND(1999M07)	-0.000544	0.000195	-2.791820	0.0063
R-squared	0.072984	Mean dependent var	3.857988	
Adjusted R-squared	0.063620	S.D. dependent var	0.059038	
S.E. of regression	0.057130	Akaike info criterion	-2.867389	
Sum squared resid	0.323114	Schwarz criterion	-2.815604	
Log likelihood	146.8031	Hannan-Quinn criter.	-2.846425	
F-statistic	7.794259	Durbin-Watson stat	0.123548	
Prob(F-statistic)	0.006291			

Figura 79: Teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, variável LDLSP, modelo com intercepto e tendência

KPSS Unit Root Test on LDLSP

Null Hypothesis: LDLSP is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 8 (Newey-West using Bartlett kernel)				
		LM-Stat.		
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.360767		
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000		
	5% level	0.463000		
	10% level	0.347000		
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)		0.003451		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.025792		
KPSS Test Equation Dependent Variable: LDLSP Method: Least Squares Date: 01/24/08 Time: 06:13 Sample: 1999M07 2007M11 Included observations: 101				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.857988	0.005875	656.7304	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	3.857988	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.059038	
S.E. of regression	0.059038	Akaike info criterion	-2.811406	
Sum squared resid	0.348553	Schwarz criterion	-2.785514	
Log likelihood	142.9760	Hannan-Quinn criter.	-2.800924	
Durbin-Watson stat	0.114856			

Figura 80: Teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, variável LDLSP, modelo com intercepto

Nesse nível é possível rejeitar a hipótese de estacionaridade da série.

Cada modelo apresentou uma conclusão. O modelo mais completo indica série estacionária, enquadrando o modelo com apenas intercepto fala pela existência de uma raiz unitária. O resultado de estacionaridade para a série Necessidade de Financiamento do Setor Público foi também apontado por Phillips-Perron e DF-GLS, mas não pelos testes de Dickey-Pantula e Dickey-Fuller.

KPSS Unit Root Test on LNFSP

Null Hypothesis: LNFSP is stationary Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				0.065240
Asymptotic critical values*:				1% level 0.216000 5% level 0.146000 10% level 0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				0.003449
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.002777
KPSS Test Equation Dependent Variable: LNFSP Method: Least Squares Date: 01/24/08 Time: 06:12 Sample: 1999M07 2007M11 Included observations: 101				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.055265	0.011718	4.716070	0.0000
@TREND(1999M07)	-0.000374	0.000202	-1.847815	0.0676
R-squared	0.033339	Mean dependent var	0.036559	
Adjusted R-squared	0.023575	S.D. dependent var	0.060034	
S.E. of regression	0.058323	Akaike info criterion	-2.792052	
Sum squared resid	0.346397	Schwarz criterion	-2.740268	
Log likelihood	142.9986	Hannan-Quinn criter.	-2.771088	
F-statistic	3.414422	Durbin-Watson stat	2.401577	
Prob(F-statistic)	0.067615			

Figura 81: Teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, variável LNFSP, modelo com intercepto e tendência

#### C.5.4 Inflação

Os resultados estão nas figuras 83, modelo com intercepto e tendência, e 84, o modelo com intercepto.

Para o modelo com intercepto e tendência linear, a estatística do teste para o modelo é  $\hat{\eta} > \eta^{crit}$ , ao nível de 1%. Então, rejeita-se a hipótese de estacionaridade. A série é I(1).

Para o modelo com intercepto, a estatística do teste é  $\hat{\eta} > \eta^{crit}$ , apenas a 5% de



KPSS Unit Root Test on LNFSP				
Null Hypothesis: LNFSP is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				0.509331
Asymptotic critical values*:				1% level 0.739000
				5% level 0.463000
				10% level 0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				0.003568
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.002993
KPSS Test Equation Dependent Variable: LNFSP Method: Least Squares Date: 01/24/08 Time: 06:11 Sample: 1999M07 2007M11 Included observations: 101				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.036559	0.005974	6.120111	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		0.036559
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		0.060034
S.E. of regression	0.060034	Akaike info criterion		-2.777946
Sum of squared resid	0.360413	Schwarz criterion		-2.752054
Log likelihood	141.2863	Hannan-Quinn criter.		-2.767464
Durbin-Watson stat	2.321531			

Figura 82: Teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, variável LNFSP, modelo com intercepto

significância. Assim, aceita-se esse nível e é possível descartar a hipótese nula de estacionaridade. A série tem uma raiz unitária.

Ambos os modelos rejeitam a hipótese de série estacionária e apontam uma raiz unitária, o que corrobora os testes já realizados.

A variável LJUROREAL não rejeitou a hipótese de estacionaridade, ao contrário de todos os testes anteriores. A variável LIPCA, todavia, manteve a unanimidade com as abordagens anteriores e continua indicando a presença de uma raiz unitária.

A variável LNFSP apresentou resultados não conclusivos, cada modelo apontou uma decisão. Nos testes anteriores, Phillips-Perron e DF-GLS indicaram estacionaridade, enquanto Dickey-Pantula e ADF concluíram que LNFSP é integrada de ordem um.

A variável LDLSP também apresentou divergência entre os modelos do KPSS. Todavia, os testes anteriores tinham sido unânimes na determinação de uma raiz unitária.

KPSS Unit Root Test on LIPCA

Null Hypothesis: LIPCA is stationary Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 8 (Newey-West using Bartlett kernel)	
LM-Stat.	
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.225778
Asymptotic critical values*:	1% level 0.216000 5% level 0.146000 10% level 0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)	
Residual variance (no correction)	0.123192
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.883362
KPSS Test Equation Dependent Variable: LIPCA Method: Least Squares Date: 01/24/08 Time: 06:12 Sample: 1999M07 2007M11 Included observations: 101	
	Coefficient Std. Error t-Statistic Prob.
C	2.212591 0.070031 31.59466 0.0000
@TREND(1999M07)	-0.006888 0.001210 -5.692859 0.0000
R-squared	0.246625 Mean dependent var 1.868189
Adjusted R-squared	0.239015 S.D. dependent var 0.406394
S.E. of regression	0.354515 Akaike info criterion 0.783474
Sum squared resid	12.44244 Schwarz criterion 0.835258
Log likelihood	-37.56543 Hannan-Quinn criter. 0.804438
F-statistic	32.40865 Durbin-Watson stat 0.056267
Prob(F-statistic)	0.000000

Figura 83: Teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, variável LIPCA, modelo com intercepto e tendência

KPSS Unit Root Test on LIPCA

Null Hypothesis: LIPCA is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 8 (Newey-West using Bartlett kernel)				
		LM-Stat.		
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.488246		
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000		
	5% level	0.463000		
	10% level	0.347000		
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)		0.163521		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		1.241354		
KPSS Test Equation Dependent Variable: LIPCA Method: Least Squares Date: 01/24/08 Time: 06:13 Sample: 1999M07 2007M11 Included observations: 101				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.868189	0.040438	46.19920	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		1.868189
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		0.406394
S.E. of regression	0.406394	Akaike info criterion		1.046864
Sum squared resid	16.51560	Schwarz criterion		1.072756
Log likelihood	-51.86663	Hannan-Quinn criter.		1.057346
Durbin-Watson stat	0.042177			

Figura 84: Teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, variável LIPCA, modelo com intercepto

## D Cointegração

Os testes de cointegração de Engle-Granger e de Johansen foram especificados para variáveis integradas de primeira ordem. Os testes de Dickey-Pantula já destacados nesse trabalho rejeitam a hipótese de mais de uma raiz unitária. De tal sorte, aplica-se a metodologia básica de Engle-Granger.

### D.1 Procedimento de Engle-Granger

O procedimento de Engle-Granger é aplicável para apenas duas variáveis. As variáveis do modelo que fundamentam a questão da dominância fiscal são os juros reais e a dívida.

O teste CRADF tem a seguinte especificação:

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^l \delta_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + \xi_t \quad (1)$$

$\hat{\varepsilon}_t$  são os resíduos da regressão OLS entre as duas variáveis.  $\xi_t$  é resíduo. As defasagens da variável explicativa devem tornar  $\xi_t$  um ruído branco. Os critérios utilizados para definir as defasagens foram, na ordem, um valor máximo de defasagens, a análise dos correlogramas e, eventualmente, os critérios AIC e SBC.

Dependent Variable: LJUROREAL Method: Least Squares Date: 01/24/08 Time: 08:32 Sample: 1999M07 2007M11 Included observations: 101				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.952920	1.071698	1.822267	0.0714
LDLSP	0.103762	0.277755	0.373575	0.7095
R-squared	0.001408	Mean dependent var		2.353233
Adjusted R-squared	-0.008679	S.D. dependent var		0.163275
S.E. of regression	0.163982	Akaike info criterion		-0.758519
Sum squared resid	2.662114	Schwarz criterion		-0.706734
Log likelihood	40.30520	Hannan-Quinn criter.		-0.737555
F-statistic	0.139558	Durbin-Watson stat		0.176325
Prob(F-statistic)	0.709520			

Figura 85: Cointegração: Procedimento de Engle-Granger: LJUROREAL contra LDLSP

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on EG\_OLS\_RESID

Null Hypothesis: EG_OLS_RESID has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 10 (Fixed)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.465775	0.0140	
Test critical values:	1% level	-2.590910		
	5% level	-1.944445		
	10% level	-1.614392		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(EG_OLS_RESID)				
Method: Least Squares				
Date: 01/24/08 Time: 08:36				
Sample (adjusted): 2000M06 2007M11				
Included observations: 90 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EG_OLS_RESID(-1)	-0.159380	0.064637	-2.465775	0.0158
D(EG_OLS_RESID(-1))	0.596698	0.114620	5.205866	0.0000
D(EG_OLS_RESID(-2))	-0.209061	0.130504	-1.601949	0.1132
D(EG_OLS_RESID(-3))	0.221926	0.133190	1.666234	0.0996
D(EG_OLS_RESID(-4))	-0.063085	0.135086	-0.467001	0.6418
D(EG_OLS_RESID(-5))	0.152312	0.134153	1.135364	0.2597
D(EG_OLS_RESID(-6))	0.003537	0.135708	0.026063	0.9793
D(EG_OLS_RESID(-7))	0.058085	0.131992	0.440062	0.6611
D(EG_OLS_RESID(-8))	0.098649	0.128183	0.769601	0.4438
D(EG_OLS_RESID(-9))	0.065784	0.121558	0.541173	0.5899
D(EG_OLS_RESID(-10))	0.170189	0.105954	1.606259	0.1122
R-squared	0.317494	Mean dependent var	-0.005978	
Adjusted R-squared	0.231101	S.D. dependent var	0.067237	
S.E. of regression	0.058958	Akaike info criterion	-2.709912	
Sum squared resid	0.274604	Schwarz criterion	-2.404379	
Log likelihood	132.9460	Hannan-Quinn criter.	-2.586703	
Durbin-Watson stat	1.939687			

Figura 86: Cointegração: Procedimento de Engle-Granger: teste dos resíduos

# Correlogram of RESID

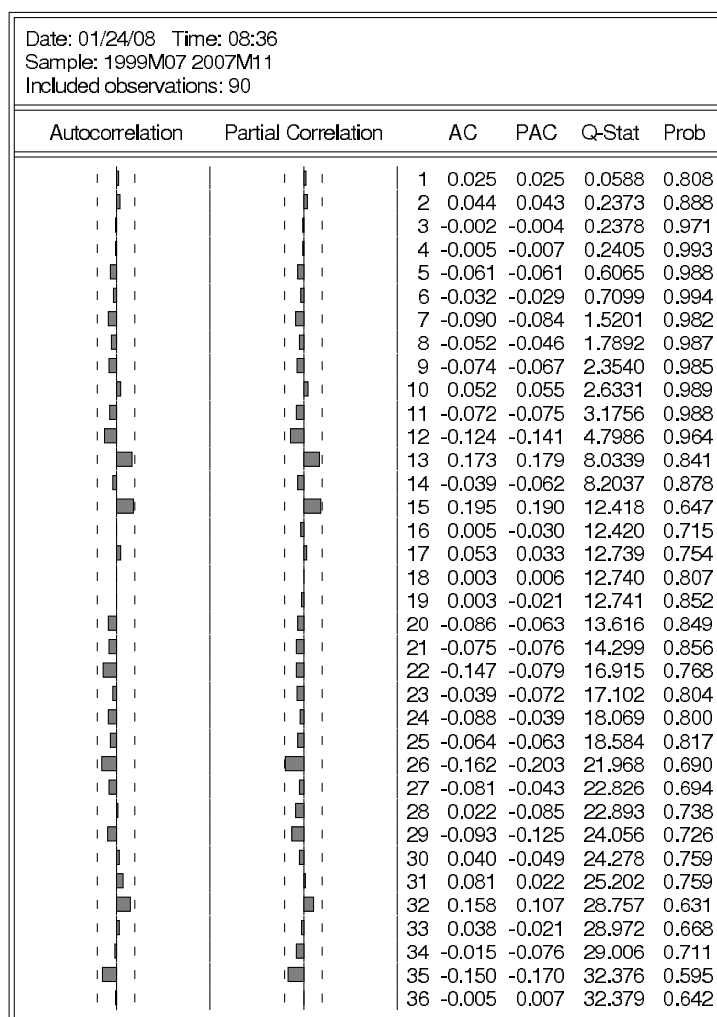


Figura 87: Cointegração: Procedimento de Engle-Granger: correlograma dos resíduos

A idéia é que se os resíduos são estacionários, então a especificação OLS representa um vetor de cointegração. Os valores da estatística  $t$  devem ser comparados com valores críticos tabelados por MacKinnon. Para 90 observações, sem termos determinísticos, a 1%,  $t_{cr} = -2.590910$  e a 5%,  $t_{cr} = -1.944445$ . Mas  $\hat{t} = -2.465775$  (figura 86). Logo, com p-valor de 1.4%. Então, considerando 5% de significância, rejeita-se a hipótese de raiz unitária dos resíduos. Os erros da equação OLS são estacionários e o vetor de cointegração são os coeficientes da regressão OLS (figura 85). O correlograma dos resíduos está na figura 87.

Esse resultado aponta que tais variáveis são cointegradas. Para uma variação de 1% na relação dívida/PIBT brasileira, os juros reais devem responder com 0.41 %, já realizada a transformação anti-log.

## D.2 Procedimento de Johansen

A metodologia de Johansen para extrair vetores de cointegração pode ser aplicada para mais de duas variáveis. Além disso têm outras três vantagens óbvias sobre o procedimento de Engle-Granger: estima mais de um vetor de cointegração, não classifica *ex-ante* variáveis como endógenas ou exógenas e inclui mais dinâmica que o procedimento anterior.

Os testes de cointegração de Johansen estão ligados ao Teorema da Representação de Granger, que prescreve a existência de um modelo de correção de erro sempre que as variáveis forem cointegradas. Deve ser aplicado apenas para variáveis integradas de primeira ordem.

### D.2.1 Construção do modelo de correção de erro

A ordem do VAR foi escolhida mediante a análise dos critérios de informação. Como as variáveis são mensais, foram estudados possíveis ajustes até o décimo terceiro lag. A figura 88 mostra os resultados dos critérios de informação e a proposta de lags indicada por cada fórmula.

Quatro critérios – LR (sequential modified LR test statistic, each test at 5% level), FPE (Final prediction error), SIC (Schwarz information criterion) e HQ (Hannan-Quinn

VAR Lag Order Selection Criteria Endogenous variables: LJUROREAL LDLSP LNFSP LIPCA Exogenous variables: C Date: 01/24/08 Time: 08:59 Sample: 1999M07 2007M11 Included observations: 89						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	271.3453	NA	2.89e-08	-6.007760	-5.895911	-5.962677
1	651.4074	717.4206	8.09e-12	-14.18883	-13.62969	-13.96352
2	724.7990	131.9399*	2.23e-12*	-15.47863	-14.47199*	-15.07288*
3	731.8388	12.02309	2.75e-12	-15.27728	-13.82324	-14.69120
4	744.5458	20.55957	2.99e-12	-15.20328	-13.30185	-14.43696
5	760.7694	24.79109	3.03e-12	-15.20830	-12.85948	-14.26156
6	774.3690	19.55760	3.28e-12	-15.15434	-12.35812	-14.02726
7	792.7610	24.79959	3.22e-12	-15.20811	-11.96450	-13.90070
8	809.3542	20.88131	3.34e-12	-15.22144	-11.53043	-13.73370
9	824.0353	17.15544	3.68e-12	-15.19181	-11.05340	-13.52373
10	839.9847	17.20382	4.01e-12	-15.19067	-10.60487	-13.34226
11	860.2844	20.07164	4.06e-12	-15.28729	-10.25409	-13.25855
12	887.8449	24.77347	3.60e-12	-15.54708*	-10.06648	-13.33801
* indicates lag order selected by the criterion LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level) FPE: Final prediction error AIC: Akaike information criterion SC: Schwarz information criterion HQ: Hannan-Quinn information criterion						

Figura 88: Cointegração: Johansen: ordem do VAR

information criterion) – concordam com duas defasagens para o VAR. O Akaike information criterion indica 12 defasagens. Assim sendo, amparado por 4 dos 5 testes, optou-se por indicar o VAR com 2 defasagens. O VEC, portanto, terá 1 defasagem.

A escolha do modelo VEC foi desenvolvida pela adequação semântica da especificação ao comportamento econômico. Pela análise gráfica rejeita-se com veemência a hipótese de tendência quadrática (modelo 5). As séries escolhidas são todas medidas em pontos percentuais, à exceção da variável transformada em logaritmo NFSP que necessitou de um ajuste para evitar termos positivos e têm teoricamente o mesmo espaço de variação, motivo suficiente para não utilizar o modelo 1. Por sua vez, o modelo 2 pode ser adequado. Os modelos 3 ou 4, com tendências lineares diferentes, fora ou dentro do vetor de cointegração, não parecem razoáveis pela inspeção gráfica.

Os resultados na figura 89 determinam, tanto para o modelo 2, como para os modelos 3 e 4, aqueles tidos como candidatos à simulação, um único vetor de cointegração pela estatística do traço e um único vetor de cointegração pela estatística do máximo autovalor. Como os resultados para os três modelos são iguais, optou-se pelo modelo 2, com intercepto no vetor de cointegração, por ser mais parcimonioso e incluir menos rigidez que os modelos 3 e 4, já que ambos implicam que há uma tendência linear dentro ou fora do vetor que sustenta a cointegração.

# Johansen Cointegration Test Summary

Date: 01/24/08 Time: 09:44 Sample: 1999M07 2007M11 Included observations: 99 Series: LJUROREAL LDLSP LNFSP LIPCA Lags interval: 1 to 1					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	1	1	1
Max-Eig	1	1	1	1	1
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	781.5878	781.5878	782.0865	782.0865	783.6264
1	797.3941	797.4236	797.9223	798.7141	800.1960
2	802.7184	806.8307	807.3294	809.5344	810.9746
3	805.4518	812.1528	812.5627	814.8462	816.2807
4	805.8630	812.5817	812.5817	816.6791	816.6791
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-15.46642	-15.46642	-15.39569	-15.39569	-15.34599
1	-15.62412*	-15.60452	-15.55399	-15.54978	-15.51911
2	-15.57007	-15.61274	-15.58241	-15.58655	-15.57524
3	-15.46367	-15.53844	-15.52652	-15.51204	-15.52082
4	-15.31036	-15.36529	-15.36529	-15.36725	-15.36725
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-15.04701*	-15.04701*	-14.87142	-14.87142	-14.71687
1	-14.99500	-14.94918	-14.82001	-14.78959	-14.68028
2	-14.73124	-14.72149	-14.63873	-14.59045	-14.52671
3	-14.41514	-14.41127	-14.37313	-14.28002	-14.26258
4	-14.05212	-14.00219	-14.00219	-13.89931	-13.89931

Figura 89: Cointegração: Johansen: escolha do modelo VEC



O modelo escolhido, portanto, foi o modelo 2, com intercepto no vetor de cointegração.

#### Johansen Cointegration Test

Date: 01/24/08 Time: 12:00 Sample (adjusted): 1999M09 2007M11 Included observations: 99 after adjustments Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant) Series: LJUROREAL LDLSP LNFSP LIPCA Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.273790	61.98783	54.07904	0.0084
At most 1	0.173077	30.31616	35.19275	0.1527
At most 2	0.101938	11.50189	20.26184	0.4944
At most 3	0.008627	0.857759	9.164546	0.9682
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.273790	31.67167	28.58808	0.0195
At most 1	0.173077	18.81427	22.29962	0.1430
At most 2	0.101938	10.64413	15.89210	0.2793
At most 3	0.008627	0.857759	9.164546	0.9682
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):				
LJUROREAL	LDLSP	LNFSP	LIPCA	C
1.442296	-2.583784	32.69094	-0.309685	5.892096
0.468284	23.10057	-15.83393	-3.475306	-83.12472
6.466225	-4.423318	-4.972679	0.273154	1.630491
0.550051	-3.267632	-0.331346	-0.154004	10.63809
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
D(LJUROREAL)	-0.010129	-0.006606	-0.016706	0.000891
D(LDLSP)	-0.005083	-0.003658	0.001653	0.001155
D(LNFSP)	-0.025004	-0.002247	0.006027	0.003303
D(LIPCA)	0.014666	0.016628	0.008996	0.001881

Os resultados da figura 90 confirmam o obtido no sumário dos modelos. O modelo 2 tem 1 único vetor de cointegração pelo teste da estatística do traço. Contudo, o vetor é significativo a 5%. Pelo teste do máximo autovalor, indica-se a existência de um único vetor de cointegração ao nível de 5%.

Foram mostrados os 3 vetores de cointegração possíveis, porém apenas o primeiro é

Johansen Cointegration Test

1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	797.4236		
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
LJUOREAL	LDLSP	LNFSF	LIPCA	C	
1.000000	-1.791438 (3.14870)	22.66590 (4.27799)	-0.214717 (0.41930)	4.085220 (11.5309)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(LJUOREAL)	-0.014609 (0.00862)				
D(LDLSP)	-0.007331 (0.00269)				
D(LNFSF)	-0.036063 (0.00856)				
D(LIPCA)	0.021153 (0.00864)				

2 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	806.8307		
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
LJUOREAL	LDLSP	LNFSF	LIPCA	C	
1.000000	0.000000	20.68675 (3.70842)	-0.467256 (0.28662)	-2.278324 (0.56745)	
0.000000	1.000000	-1.104786 (0.31617)	-0.140970 (0.02444)	-3.552198 (0.04838)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(LJUOREAL)	-0.017703 (0.00900)	-0.126431 (0.13794)			
D(LDLSP)	-0.009044 (0.00277)	-0.071373 (0.04249)			
D(LNFSF)	-0.037115 (0.00899)	0.012699 (0.13779)			
D(LIPCA)	0.028939 (0.00870)	0.346214 (0.13339)			

3 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	812.1528		
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
LJUOREAL	LDLSP	LNFSF	LIPCA	C	
1.000000	0.000000	0.000000	-0.082546 (0.11374)	-2.184681 (0.21909)	
0.000000	1.000000	0.000000	-0.161516 (0.02713)	-3.557199 (0.05226)	
0.000000	0.000000	1.000000	-0.018597 (0.01406)	-0.004527 (0.02708)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(LJUOREAL)	-0.125725 (0.03772)	-0.052537 (0.13437)	-0.143464 (0.20819)		
D(LDLSP)	0.001647 (0.01209)	-0.078686 (0.04306)	-0.116465 (0.06672)		
D(LNFSF)	0.001859 (0.03915)	-0.013962 (0.13949)	-0.811791 (0.21613)		
D(LIPCA)	0.087106 (0.03761)	0.306424 (0.13400)	0.171430 (0.20762)		

Figura 90: Cointegração: Johansen: VEC para modelo 2

estatisticamente significantes a 5%.

#### Vector Error Correction Estimates

Vector Error Correction Estimates	
Date: 01/24/08 Time: 11:58	
Sample (adjusted): 1999M09 2007M11	
Included observations: 99 after adjustments	
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]	
Cointegrating Eq:	CointEq1
LJUOREAL(-1)	1.000000
LDLSP(-1)	-1.791438 (3.14870) [-0.56894]
LNFS(-1)	22.66590 (4.27799) [ 5.29827]
LIPCA(-1)	-0.214717 (0.41930) [-0.51208]
C	4.085220 (11.5309) [ 0.35428]

Figura 91: Cointegração: Johansen: relação de longo prazo

A figura 91 descreve a equação de cointegração normalizada já antecipada no texto. Agora são disponíveis os valores da estatística t-Student. O coeficiente da variável LNFS é significativo na equação de longo prazo. Os demais coeficientes não permitem essa conclusão.

Nesse escopo da figura 92 observa-se como as variáveis se ajustam a mudanças para corrigir a relação estável no curto prazo. Os coeficientes das variáveis LJUOREAL e LIPCA são significantes para corrigir no curto prazo os desequilíbrios contra suas próprias realizações no período anterior, respectivamente.

O vetor de cointegração estimado, já normalizado, é:

$$\begin{aligned}
 &1.000000000 \text{ LJUOREAL} -1.791438181934037 * \text{LDLSP} \\
 &+ 22.66590477479257 * \text{LNFS} -0.2147166533406575 * \text{LIPCA} \\
 &+ 4.085219571628363 = 0
 \end{aligned}$$

A relação de cointegração ao longo do tempo é mostrada no gráfico da figura 93. A

Vector Error Correction Estimates

Error Correction:	D(LJUOREA	D(LDLSP)	D(LNFSP)	D(LIPCA)
CointEq1	-0.014609 (0.00862) [-1.69576]	-0.007331 (0.00269) [-2.72348]	-0.036063 (0.00856) [-4.21478]	0.021153 (0.00864) [ 2.44870]
D(LJUOREAL(-1))	0.498886 (0.10888) [ 4.58213]	0.028622 (0.03402) [ 0.84138]	0.108387 (0.10813) [ 1.00236]	0.165241 (0.10917) [ 1.51365]
D(LDLSP(-1))	0.161082 (0.63981) [ 0.25177]	0.286988 (0.19991) [ 1.43561]	-0.943964 (0.63543) [-1.48555]	-0.958795 (0.64152) [-1.49457]
D(LNFSP(-1))	0.286861 (0.11494) [ 2.49573]	-0.037146 (0.03591) [-1.03432]	-0.079352 (0.11415) [-0.69513]	-0.189908 (0.11525) [-1.64782]
D(LIPCA(-1))	0.075695 (0.09308) [ 0.81320]	0.003435 (0.02908) [ 0.11810]	-0.016477 (0.09245) [-0.17823]	0.659773 (0.09333) [ 7.06912]
R-squared	0.250879	0.177943	0.607138	0.486407
Adj. R-squared	0.219001	0.142962	0.590421	0.464552
Sum sq. resids	0.332038	0.032415	0.327510	0.333816
S.E. equation	0.059433	0.018570	0.059027	0.059592
F-statistic	7.870092	5.086839	36.31751	22.25607
Log likelihood	141.5575	256.7256	142.2373	141.2932
Akaike AIC	-2.758737	-5.085366	-2.772470	-2.753397
Schwarz SC	-2.627670	-4.954299	-2.641403	-2.622330
Mean dependent	-0.006865	-0.000896	-0.000839	-0.003052
S.D. dependent	0.067252	0.020059	0.092232	0.081439
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.46E-12			
Determinant resid covariance	1.19E-12			
Log likelihood	797.4236			
Akaike information criterion	-15.60452			
Schwarz criterion	-14.94918			

Figura 92: Cointegração: Johansen: ajustamento de curto prazo

parte não explicada pelo vetor de correção de erros constitui os resíduos do VEC, que estão mostrados na figura 94.

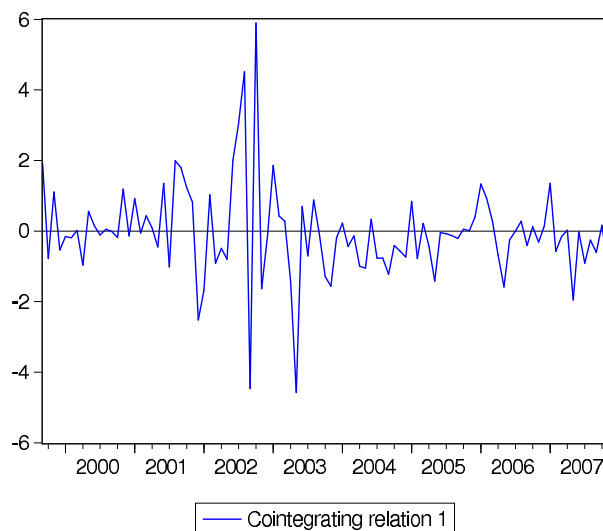


Figura 93: Cointegração: Johansen: gráfico do vetor de cointegração que explica a relação de longo prazo

A figura 95 mostra a relevância do lag incluído no VAR e a possibilidade de excluí-lo sem perdas de explicação. A análise mostra que o lags incluído tem significância conjunta a 1%. Dentre os lags incluídos, nota-se pelo teste individual que não são significantes a 10% os lags para LDLSP e LNFSP.

### D.2.2 Estabilidade

O modelo VEC deve atender à condição de estabilidade. Como as variáveis são postas em nível, e todas tem raízes unitárias, não é possível avaliar a estabilidade no nível. Construiu-se, pois, um VAR com as variáveis em primeira diferença. A figura 96 mostra as raízes do polinômio característico e seus módulos, confirmando que todas são menores que uma unidade, que é a condição necessária. Uma forma alternativa de observar a estacionaridade do vetor auto-regressivo é verificar o gráfico das raízes no círculo unitário. Todas devem estar contidas no seu interior.

O VAR com as variáveis defasadas é estacionário. O conjunto estimado não possui raízes unitárias e os estimadores são consistentes. A estacionaridade indica que o modelo converge para a média e tem variância não explosiva. Assume-se portanto que o VEC é

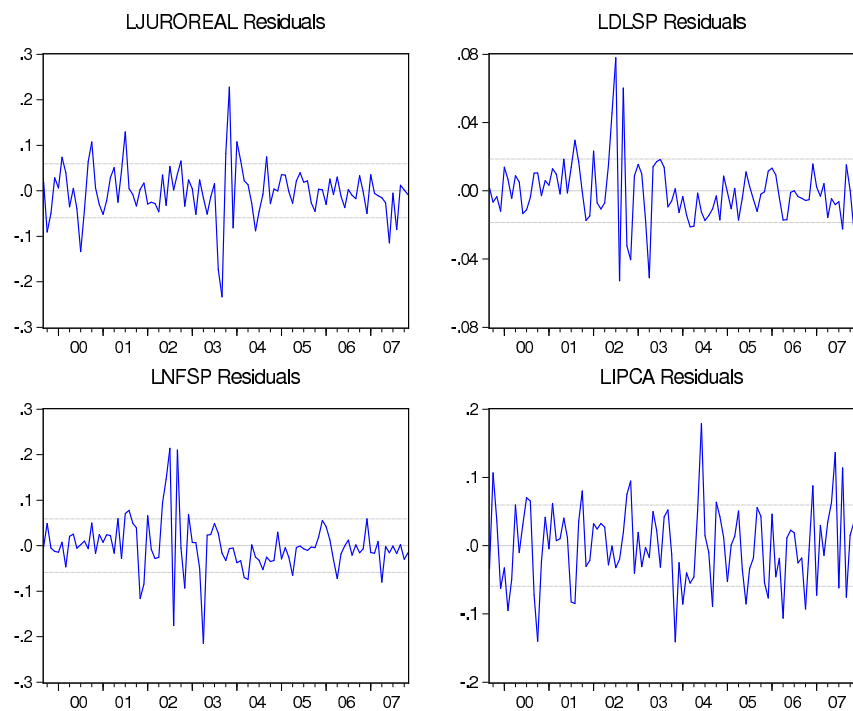


Figura 94: Cointegração: Johansen: resíduos do VEC

VEC Lag Exclusion Wald Tests					
Date: 01/24/08 Time: 12:03					
Sample: 1999M07 2007M11					
Included observations: 99					
Chi-squared test statistics for lag exclusion:					
Numbers in [ ] are p-values					
	D(LJUROREA	D(LDLSP)	D(LNFSP)	D(LIPCA)	Joint
DLag 1	32.11379 [1.81e-06]	3.794449 [0.434538]	6.844992 [0.144310]	89.07203 [0.000000]	222.0013 [0.000000]
df	4	4	4	4	16

Figura 95: Cointegração: Johansen: testes Wald para exclusão de lags

corretamente estimado.

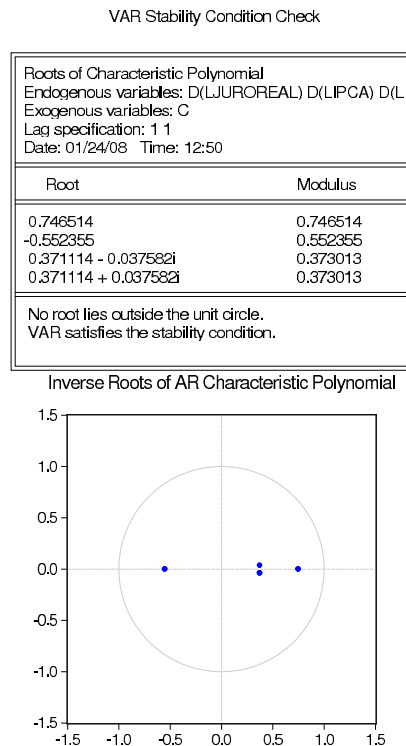


Figura 96: Cointegração: Johansen: raízes do polinômio para VAR em primeira diferença

### D.2.3 Autocorrelação e normalidade

Os estimadores para um VEC são consistentes e assintoticamente eficientes. Entretanto, ao se garantir que os resíduos do VEC tem distribuição normal, garante-se que os estimadores também tem distribuição normal. Isso valida o uso dos testes convencionais de hipóteses sobre significância dos coeficientes.

Há necessidade de se garantir a não existência de autocorrelação dos resíduos do VEC. O correlograma dos resíduos está mostrado na figura 97 e atesta pela razoável inexistência de autocorrelação residual. Há exceções pontuais nas quais não se rejeita a autocorrelação da defasagem, mas dadas a frequência sem padrão e a periodicidade mensal da série, assumiu-se que são correlações espúrias.

De fato, dois testes foram aplicados com o objetivo de verificar tal propriedade de

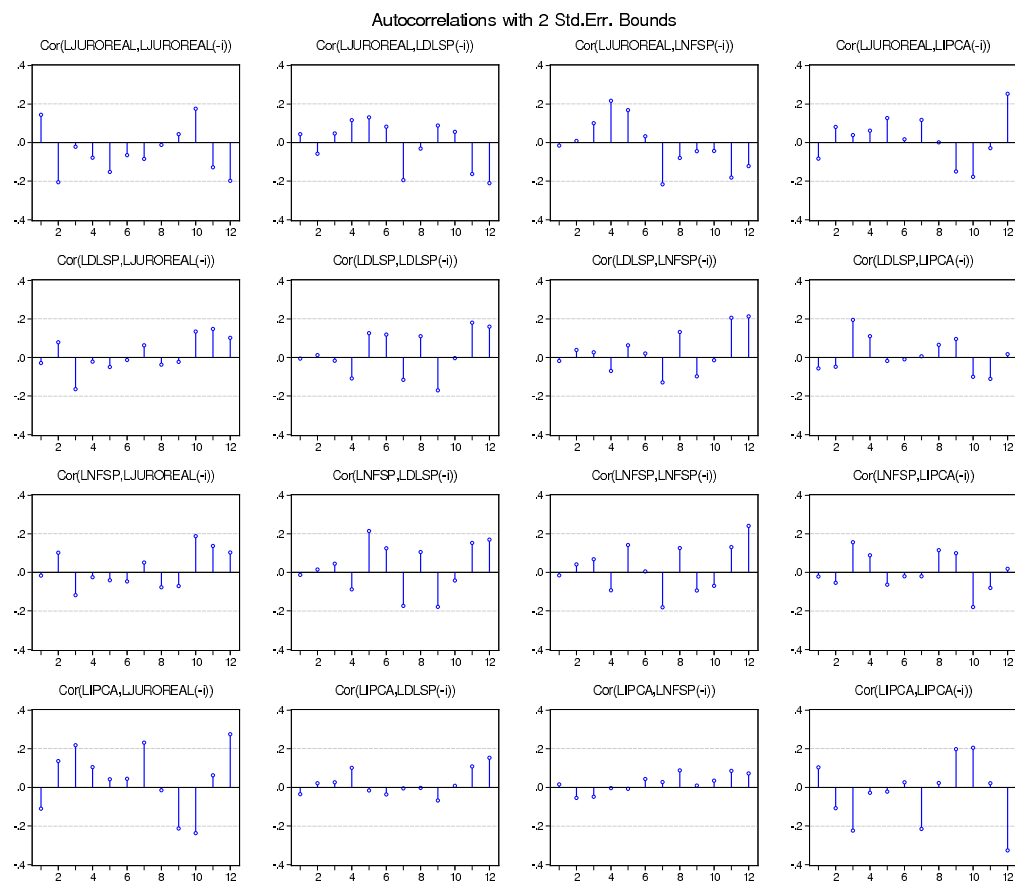


Figura 97: Cointegração: Johansen: correlograma dos resíduos do VEC



autocorrelação não contemporânea dos resíduos do VAR.

O teste de Portmanteau tem como hipótese nula a não existência de autocorrelação não contemporânea até a defasagem  $h$ . Os valores foram apresentados na figura 98. Analisando os resultados, observa-se a não rejeição da hipótese nula pelo apontamento do p-valor para os primeiros lags. Mas rejeita-se a 5% a hipótese de não autocorrelação a partir do décimo lag. O teste de Portmanteau não rejeita a inexistência de autocorrelação residual para boa parte das defasagens apontadas.

VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations					
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h					
Date: 01/24/08 Time: 12:08					
Sample: 1999M07 2007M11					
Included observations: 99					
Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	6.441212	NA*	6.506938	NA*	NA*
2	17.09636	0.3794	17.38178	0.3613	16
3	32.94480	0.4207	33.72548	0.3840	32
4	54.60055	0.2381	56.29306	0.1924	48
5	72.99886	0.2063	75.67000	0.1508	64
6	88.36774	0.2444	92.03042	0.1687	80
7	111.9830	0.1266	117.4425	0.0678	96
8	121.5214	0.2536	127.8194	0.1457	112
9	144.8596	0.1464	153.4915	0.0619	128
10	167.4215	0.0884	178.5884	0.0266	144
11	189.6778	0.0545	203.6267	0.0112	160
12	215.7194	0.0222	233.2603	0.0025	176

\*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.  
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

Figura 98: Cointegração: Johansen: teste PortManteau de autocorrelação dos resíduos do VEC

O teste LM de correlação residual é baseado em uma estatística  $\chi^2$ . A hipótese nula é a não correlação serial de ordem 1. Os resultados estão plotados na figura 99 e sua análise determina que se não rejeita, a 5%, a extensa maioria das defasagens apontadas. Todavia também nesse teste algumas defasagens mostram-se sobressalentes. A 5% os lags 7, 9, 10 e 12 são rejeitados, mas aceita-se com o rigor de 1% de significância os três primeiros. Dada a ordem do VEC e a peridiodicidade das séries, não é possível certificar que a atual especificação representa o melhor ajuste. Entretanto, essas correlações serão assumidas como espúrias.

Em suma, o correlograma mostra bom comportamento das correlações dos resíduos e os testes LM e Portmanteau corroboram com a inexistência de autocorrelação serial. Dada que essa especificação foi aquela que melhor ajustou a tais aspectos, decidiu-se mantê-la e assumir que a autocorrelação residual não contemporânea está resolvida.

Outro fator importante para o VEC é a análise do teste de normalidade dos resí-

VEC Residual Serial Correlation LM Test Null Hypothesis: no serial correlation at l Date: 01/24/08 Time: 12:04 Sample: 1999M07 2007M11 Included observations: 99		
Lags	LM-Stat	Prob
1	18.52691	0.2940
2	17.85070	0.3327
3	16.69923	0.4053
4	22.71819	0.1215
5	19.65336	0.2362
6	18.04673	0.3212
7	26.38366	0.0489
8	10.70611	0.8273
9	27.10504	0.0403
10	26.49511	0.0474
11	24.39323	0.0813
12	33.85129	0.0057
Probs from chi-square with 16 df.		

Figura 99: Cointegração: Johansen: teste LM de autocorrelação dos resíduos do VEC

duos, exposto à figura 100, resultante da estatística produzida pela ortogonalização de Cholesky. Os resultados demonstram que, no quesito coeficiente de assimetria, apenas o componente residual para a relação dívida/pib não tem comportamento normal. O teste conjunto sob o coeficiente de assimetria garante a rejeição da hipótese nula de normalidade.

Todavia os testes individuais para os componentes rejeitam a normalidade pela análise da curtose para os juros reais e a dívida líquida do setor público. O teste conjunto também determina que os resíduos não tem um padrão de distribuição normal, rejeita-se a hipótese nula.

A terceira bateria de testes, o teste Jarque-Bera compõe ambos os quesitos de observação, ponderando sobremaneira o aspecto do alongamento da distribuição (curtose). O fato é que os testes individuais dos componentes garantem rejeição da normalidade para os juros reais e a dívida pública. O teste conjunto também não permite assumir normalidade dos resíduos.

A normalidade para o VEC apenas dá mais segurança para os testes de hipóteses dos coeficientes, mas não é fundamental. Para correção da normalidade seria possível incluir variáveis dummies para capturar efeitos de outliers. Entretanto, essa abordagem não foi considerada adequada para esse trabalho. Ainda que ciente do problema com a normalidade dos resíduos do VEC, prosseguiu-se a análise.

VEC Residual Normality Tests Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl) Null Hypothesis: residuals are multivariate normal Date: 01/24/08 Time: 12:05 Sample: 1999M07 2007M11 Included observations: 99				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.151812	0.380275	1	0.5375
2	0.717568	8.495909	1	0.0036
3	0.276396	1.260514	1	0.2616
4	-0.181802	0.545357	1	0.4602
Joint		10.68206	4	0.0304
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	6.519745	51.10301	1	0.0000
2	6.433797	48.63773	1	0.0000
3	3.731991	2.210218	1	0.1371
4	2.695939	0.381368	1	0.5369
Joint		102.3323	4	0.0000
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	51.48328	2	0.0000	
2	57.13364	2	0.0000	
3	3.470732	2	0.1763	
4	0.926725	2	0.6292	
Joint	113.0144	8	0.0000	

Figura 100: Cointegração: Johansen: teste de normalidade dos resíduos do VEC, por ortogonalização de Cholesky

## E Exogeneidade e causalidade

O teste de exogeneidade fraca pode ser aplicado para a modelagem VEC. A exogeneidade forte implica no atendimento simultâneo das condições de exogeneidade fraca e causalidade de Granger.

### E.1 Restrições sobre o vetor de correção de erro

Uma variável que é fracamente exógena em relação aos parâmetros de interesse dispensa a estimação do modelo marginal. Na abordagem para o vetor de correção de erros, uma variável fracamente exógena em relação ao vetor de cointegração é definida como aquela que não responde aos desequilíbrios de curto prazo.

Os testes para a exogeneidade de cada variável do VEC portanto são restrições aplicadas ao vetor de correção de erro. Como o vetor de cointegração não pode estar na equação marginal de cada variável, cada elemento de correção de erro deve ser estatisticamente nulo. Assim, testa-se  $\alpha_{(k,r)}$ , onde  $k$  é a ordem da variável no vetor de cointegração e  $r$  é a  $r$ -ésima relação de cointegração estimada.

No caso acima, temos apenas um vetor de cointegração,  $r = 1$ . A ordem das variáveis no vetor é aquela tradicionalmente explorada no trabalho: juros reais, dívida, necessidade de financiamento e inflação. O teste de hipótese prevê como hipótese nula  $H_0 : \alpha_{(k,r)} = 0$ , ou seja a variável é fracamente exógena.

Os testes devem ser confrontados contra os valores críticos de uma distribuição  $\chi^2$ . A decisão é  $LR > \chi^2_{crit}$ , rejeita-se  $H_0$ .

A figura 101 mostra o teste para a variável juros reais. Não é possível rejeitar a hipótese de que os juros são fracamente exógenos, mesmo a 10% de significância.

A figura 102 mostra o teste para a variável dívida líquida do setor público. É possível rejeitar a hipótese de que a variável é exógena apenas a 5%, mas não a 1% de significância. Assume-se que a dívida líquida do setor público não é exógena em relação ao vetor de cointegração. Assim, a dívida responde aos desequilíbrios de curto prazo.

A figura 103 apresenta o teste para a variável LNFSP. Rejeita-se a hipótese de que a necessidade de financiamento do setor público seja exógena a 1%. A variável responde

aos desequilíbrios de curto prazo.

A figura 104 mostra o teste para a variável inflação. Não é possível rejeitar a hipótese de que a inflação é fracamente exógena, a 5% de significância. Mas com 10% é possível a rejeição. O nível de confiança não é aceitável e toma-se o LIPCA como exógeno.

Vector Error Correction Estimates				
Date: 01/24/08 Time: 12:13 Sample (adjusted): 1999M09 2007M11 Included observations: 99 after adjustments Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
Cointegration Restrictions: A(1,1)=0 Convergence achieved after 18 iterations. Not all cointegrating vectors are identified LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 1.991713 Probability 0.158162				
Cointegrating Eq:		CointEq1		
LJUOREAL(-1)	0.386013			
LDLSP(-1)	-4.445834			
LNFSF(-1)	34.79845			
LIPCA(-1)	0.035776			
C	14.81498			
Error Correction:	D(LJUOREAL)	D(LDLSP)	D(LNFSF)	D(LIPCA)
CointEq1	0.000000 (0.00000) [ NA]	-0.004530 (0.00185) [-2.45406]	-0.024691 (0.00588) [-4.19917]	0.006520 (0.00435) [ 1.49916]
D(LJUOREAL(-1))	0.483338 (0.10927) [ 4.42340]	0.025322 (0.03398) [ 0.74530]	0.096463 (0.10742) [ 0.89797]	0.183053 (0.11005) [ 1.66331]
D(LDLSP(-1))	-0.048190 (0.65188) [-0.07392]	0.279894 (0.20269) [ 1.38086]	-0.885091 (0.64088) [-1.38106]	-0.758033 (0.65657) [-1.15454]
D(LNFSF(-1))	0.273434 (0.11685) [ 2.33996]	-0.035652 (0.03633) [-0.98121]	-0.064120 (0.11488) [-0.55814]	-0.179062 (0.11769) [-1.52143]
D(LIPCA(-1))	0.060618 (0.09411) [ 0.64414]	0.002885 (0.02926) [ 0.09892]	-0.012407 (0.09252) [-0.13410]	0.674267 (0.09478) [ 7.11381]
R-squared	0.237916	0.171794	0.608382	0.472811
Adj. R-squared	0.205487	0.136551	0.591717	0.450378
Sum sq. resids	0.337784	0.032657	0.326474	0.342653
S.E. equation	0.059945	0.018639	0.058933	0.060376
F-statistic	7.336501	4.874591	36.50739	21.07605
Log likelihood	140.7083	256.3567	142.3941	139.9998
Akaike AIC	-2.741581	-5.077914	-2.775639	-2.727269
Schwarz SC	-2.610515	-4.948847	-2.644572	-2.596203
Mean dependent	-0.006865	-0.000896	-0.000839	-0.003052
S.D. dependent	0.067252	0.020059	0.092232	0.081439

Figura 101: Exogeneidade fraca para variável LJUOREAL

No resumo, foram descartadas as hipóteses de que LDLSP e LNFSP são exógenos. As variáveis dívida e necessidade de financiamento respondem no curto prazo e realizam o ajuste para a equação. As variáveis LJUOREAL e LIPCA não permitiram rejeitar a hipótese de exogeneidade fraca. Assim, podem ser tratadas como fracamente exógenas

# Vector Error Correction Estimates

Vector Error Correction Estimates Date: 01/24/08 Time: 12:13 Sample (adjusted): 1999M09 2007M11 Included observations: 99 after adjustments Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
Cointegration Restrictions: A(1,1)=0 Convergence achieved after 18 iterations. Not all cointegrating vectors are identified LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 1.991713 Probability 0.158162				
Cointegrating Eq: CointEq1				
LJUOREAL(-1)	0.386013			
LDLSP(-1)	-4.445834			
LNFS(-1)	34.79845			
LIPCA(-1)	0.035776			
C	14.81498			
Error Correction:	D(LJUOREA)	D(LDLSP)	D(LNFS)	D(LIPCA)
CointEq1	0.000000 (0.00000) [ NA]	-0.004530 (0.00185) [-2.45406]	-0.024691 (0.00588) [-4.19917]	0.006520 (0.00435) [ 1.49916]
D(LJUOREAL(-1))	0.483338 (0.10927) [ 4.42340]	0.025322 (0.03398) [ 0.74530]	0.096463 (0.10742) [ 0.89797]	0.183053 (0.11005) [ 1.66331]
D(LDLSP(-1))	-0.048190 (0.65188) [-0.07392]	0.279894 (0.20269) [ 1.38086]	-0.885091 (0.64088) [-1.38106]	-0.758033 (0.65657) [-1.15454]
D(LNFS(-1))	0.273434 (0.11685) [ 2.33996]	-0.035652 (0.03633) [-0.98121]	-0.064120 (0.11488) [-0.55814]	-0.179062 (0.11769) [-1.52143]
D(LIPCA(-1))	0.060618 (0.09411) [ 0.64414]	0.002895 (0.02926) [ 0.09892]	-0.012407 (0.09252) [-0.13410]	0.674267 (0.09478) [ 7.11381]
R-squared	0.237916	0.171794	0.608382	0.472811
Adj. R-squared	0.205487	0.136551	0.591717	0.450378
Sum sq. resids	0.337784	0.032657	0.326474	0.342653
S.E. equation	0.059945	0.018639	0.058933	0.060376
F-statistic	7.336501	4.874591	36.50739	21.07605
Log likelihood	140.7083	256.3567	142.3941	139.9998
Akaike AIC	-2.741581	-5.077914	-2.775639	-2.727269
Schwarz SC	-2.610515	-4.946847	-2.644572	-2.596203
Mean dependent	-0.006865	-0.000896	-0.000839	-0.003052
S.D. dependent	0.067252	0.020059	0.092232	0.081439

Figura 102: Exogeneidade fraca para variável LDLSP

Vector Error Correction Estimates

Vector Error Correction Estimates Date: 01/24/08 Time: 12:13 Sample (adjusted): 1999M09 2007M11 Included observations: 99 after adjustments Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
Cointegration Restrictions: A(1,1)=0 Convergence achieved after 18 iterations. Not all cointegrating vectors are identified LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 1.991713 Probability 0.158162				
Cointegrating Eq: CointEq1				
LJUOREAL(-1)	0.386013			
LDLSP(-1)	-4.445834			
LNFS(-1)	34.79845			
LIPCA(-1)	0.035776			
C	14.81498			
Error Correction:	D(LJUOREA)	D(LDLSP)	D(LNFS)	D(LIPCA)
CointEq1	0.000000 (0.00000) [ NA]	-0.004530 (0.00185) [-2.45406]	-0.024691 (0.00588) [-4.19917]	0.006520 (0.00435) [ 1.49916]
D(LJUOREAL(-1))	0.483338 (0.10927) [ 4.42340]	0.025322 (0.03398) [ 0.74530]	0.096463 (0.10742) [ 0.89797]	0.183053 (0.11005) [ 1.66331]
D(LDLSP(-1))	-0.048190 (0.65188) [-0.07392]	0.279894 (0.20269) [ 1.38086]	-0.885091 (0.64088) [-1.38106]	-0.758033 (0.65657) [-1.15454]
D(LNFS(-1))	0.273434 (0.11685) [ 2.33996]	-0.035652 (0.03633) [-0.98121]	-0.064120 (0.11488) [-0.55814]	-0.179062 (0.11769) [-1.52143]
D(LIPCA(-1))	0.060618 (0.09411) [ 0.64414]	0.002895 (0.02926) [ 0.09892]	-0.012407 (0.09252) [-0.13410]	0.674267 (0.09478) [ 7.11381]
R-squared	0.237916	0.171794	0.608382	0.472811
Adj. R-squared	0.205487	0.136551	0.591717	0.450378
Sum sq. resids	0.337784	0.032657	0.326474	0.342653
S.E. equation	0.059945	0.018639	0.058933	0.060376
F-statistic	7.336501	4.874591	36.50739	21.07605
Log likelihood	140.7083	256.3567	142.3941	139.9998
Akaike AIC	-2.741581	-5.077914	-2.775639	-2.727269
Schwarz SC	-2.610515	-4.946847	-2.644572	-2.596203
Mean dependent	-0.006865	-0.000896	-0.000839	-0.003052
S.D. dependent	0.067252	0.020059	0.092232	0.081439

Figura 103: Exogeneidade fraca para variável LNFS

Vector Error Correction Estimates

Vector Error Correction Estimates Date: 01/24/08 Time: 12:13 Sample (adjusted): 1999M09 2007M11 Included observations: 99 after adjustments Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
Cointegration Restrictions: A(1,1)=0 Convergence achieved after 18 iterations. Not all cointegrating vectors are identified LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 1.991713 Probability 0.158162				
Cointegrating Eq: CointEq1				
LJUOREAL(-1)	0.386013			
LDLSP(-1)	-4.445834			
LNFS(-1)	34.79845			
LIPCA(-1)	0.035776			
C	14.81498			
Error Correction:	D(LJUOREA)	D(LDLSP)	D(LNFS)	D(LIPCA)
CointEq1	0.000000 (0.00000) [ NA]	-0.004530 (0.00185) [-2.45406]	-0.024691 (0.00588) [-4.19917]	0.006520 (0.00435) [ 1.49916]
D(LJUOREAL(-1))	0.483338 (0.10927) [ 4.42340]	0.025322 (0.03398) [ 0.74530]	0.096463 (0.10742) [ 0.89797]	0.183053 (0.11005) [ 1.66331]
D(LDLSP(-1))	-0.048190 (0.65188) [-0.07392]	0.279894 (0.20269) [ 1.38086]	-0.885091 (0.64088) [-1.38106]	-0.758033 (0.65657) [-1.15454]
D(LNFS(-1))	0.273434 (0.11685) [ 2.33996]	-0.035652 (0.03633) [-0.98121]	-0.064120 (0.11488) [-0.55814]	-0.179062 (0.11769) [-1.52143]
D(LIPCA(-1))	0.060618 (0.09411) [ 0.64414]	0.002895 (0.02926) [ 0.09892]	-0.012407 (0.09252) [-0.13410]	0.674267 (0.09478) [ 7.11381]
R-squared	0.237916	0.171794	0.608382	0.472811
Adj. R-squared	0.205487	0.136551	0.591717	0.450378
Sum sq. resids	0.337784	0.032657	0.326474	0.342653
S.E. equation	0.059945	0.018639	0.058933	0.060376
F-statistic	7.336501	4.874591	36.50739	21.07605
Log likelihood	140.7083	256.3567	142.3941	139.9998
Akaike AIC	-2.741581	-5.077914	-2.775639	-2.727269
Schwarz SC	-2.610515	-4.946847	-2.644572	-2.596203
Mean dependent	-0.006865	-0.000896	-0.000839	-0.003052
S.D. dependent	0.067252	0.020059	0.092232	0.081439

Figura 104: Exogeneidade fraca para variável LIPCA



em relação ao vetor de cointegração.

Pelos testes de exogeneidade fraca, pode-se determinar, utilizando como critério o valor da estatística  $\chi^2$ , uma ordenação entre as variáveis, da menos endógena para a mais endógena, a citar: LJUROREAL, LIPCA, LDLSP, LNFSP.

## E.2 Causalidade de Granger

Estudou-se a causalidade no sentido de Granger para as variáveis endógenas do modelo de correção de erro. O teste de causalidade de Granger entre blocos de variáveis do modelo VEC é baseado na comparação de modelos restritos e irrestritos.

No caso do modelo VEC, as variáveis defasadas que são testadas pelas exclusões são apenas aquelas em primeira diferença. Eventualmente, os termos defasados presentes na equação de cointegração não são testados.

Como há cointegração, o estudo da causalidade é diferente do procedimento tradicional. Se uma variável não é fracamente exógena, essa variável já é Granger-causada pelo bloco de variáveis do vetor de cointegração. Sabe-se que a exogeneidade fraca foi rejeitada para as variáveis LDLSP e LNFSP. Então essas variáveis são Granger-causadas no vetor de cointegração.

Já para as variáveis LJUROREAL e LIPCA, que não foram definidas como endógenas, é possível verificar a causalidade pelos testes Wald para bloco de variáveis. O teste tem a seguinte estrutura:

$$\begin{cases} H_0 & : \text{y não Granger-causa z} \\ H_A & : \text{y Granger-causa z} \end{cases}$$

A estatística é obtida por  $LR = 2[\ln L_{ir} - \ln L_r]$  e deve ser testada contra uma distribuição  $\chi^2$ . Se  $LR > \chi^2_{crit}$ ,  $y$  Granger-causa  $z$ .

Foi testada a causalidade de Granger para o bloco de variáveis dentro do VEC, conforme mostra figura 105.

Para a variação da taxa de juros reais, rejeita-se a hipótese de não causalidade da variação da necessidade de financiamento do setor público. No escopo total, rejeita-se a hipótese de que a variação da taxa de juros não é Granger-causada pelas demais variáveis

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests Date: 01/24/08 Time: 12:04 Sample: 1999M07 2007M11 Included observations: 99			
Dependent variable: D(LJUOREAL)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LDLSP)	0.063387	1	0.8012
D(LNFSP)	6.228649	1	0.0126
D(LIPCA)	0.661289	1	0.4161
All	9.058616	3	0.0285
Dependent variable: D(LDLSP)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LJUOREA)	0.707916	1	0.4001
D(LNFSP)	1.069815	1	0.3010
D(LIPCA)	0.013949	1	0.9060
All	2.388743	3	0.4957
Dependent variable: D(LNFSP)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LJUOREA)	1.004729	1	0.3162
D(LDLSP)	2.206873	1	0.1374
D(LIPCA)	0.031768	1	0.8585
All	3.663784	3	0.3001
Dependent variable: D(LIPCA)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LJUOREA)	2.291144	1	0.1301
D(LDLSP)	2.233749	1	0.1350
D(LNFSP)	2.715303	1	0.0994
All	13.75412	3	0.0033

Figura 105: Causalidade de Granger para as variáveis do VEC

do VEC. Logo, não é possível assumir que a variação das taxas de juros é exógena.

A variação da inflação não rejeita a não causalidade de Granger para as variáveis excluídas individualmente, mas no teste conjunto, rejeita a não causalidade de Granger em relação ao vetor de cointegração. Portanto, a variação do LIPCA é Granger-causada pelas demais variações de variáveis do modelo.

Em síntese, para as variáveis em nível, dívida líquida do setor público e necessidade de financiamento do setor público são variáveis endógenas em relação ao vetor de cointegração.

Juros reais e inflação são variáveis fracamente exógenas. Mas o teste de causalidade de Granger para essas variáveis indicou que não há exogeneidade forte e suas variações são Granger-causadas pelas variações das variáveis do vetor de cointegração.

## F Funções de resposta ao impulso

À parte o modelo ajustado, pode-se analisar qual o comportamento individual de variáveis endógenas quando se efetua um choque aleatório de intensidade padrão para cada variável. O método de separação dos efeitos individuais sobre cada variável endógena de um choque aleatório sobre o conjunto VAR é possível pela decomposição de Cholesky. Essa decomposição todavia exige a ordenação *ad-hoc* das séries em questão pelo seu grau de endogeneidade, da menos endógena para a mais endógena. Segundo o critério apresentado nos testes de exogeneidade fraca, toma-se LJUROREAL, LIPCA, LDLSP, LNFSP como ordenação para aplicar Cholesky. Os resultados estão postos na figura 106 para um período de doze meses.

Não estão disponíveis os desvios-padrão para as respostas dentro de um VEC.

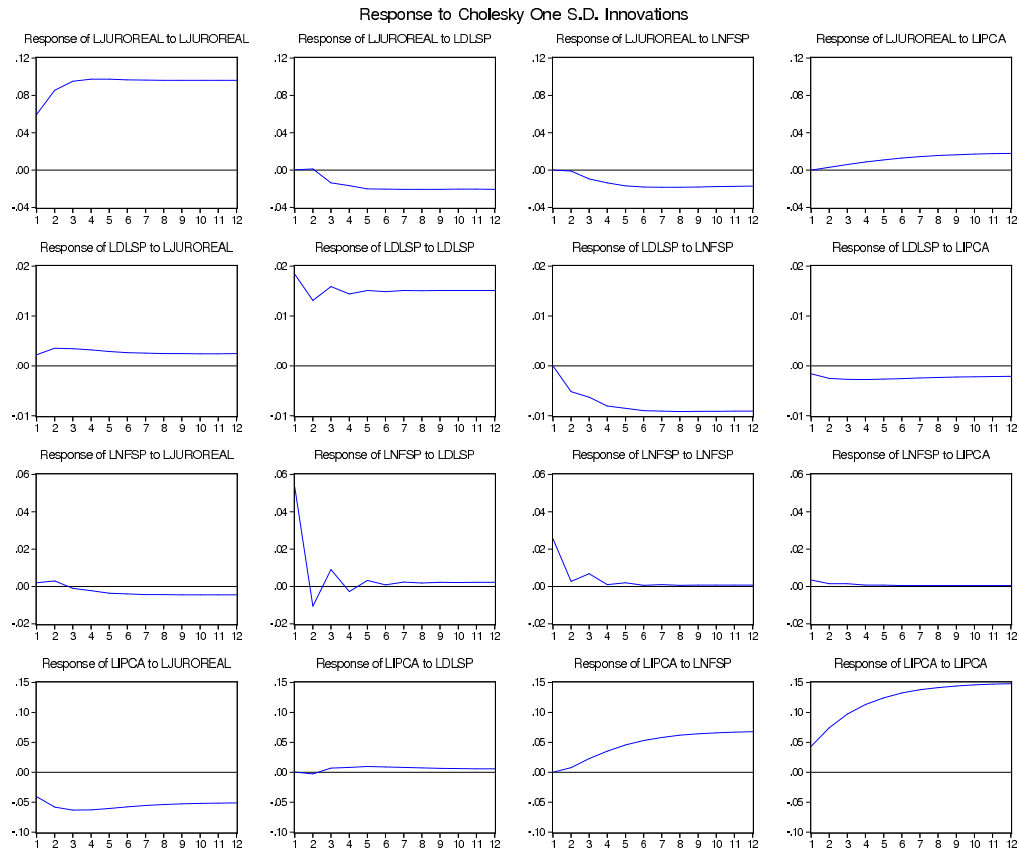


Figura 106: Funções de resposta ao impulso: ordenação LJUROREAL, LIPCA, LDLSP, LNFSP

Analisa-se separadamente os efeitos dos choques em cada variável para vinte e quatro meses. A figura 107 mostra os efeitos de um choque nas taxas reais de juros. Os choques nas variáveis fiscais, dívida líquida do setor público e necessidade de financiamento do setor público são mostradas nas figuras 108 e 109, respectivamente. Já a figura 110 mostra os efeitos de um choque inflacionário.

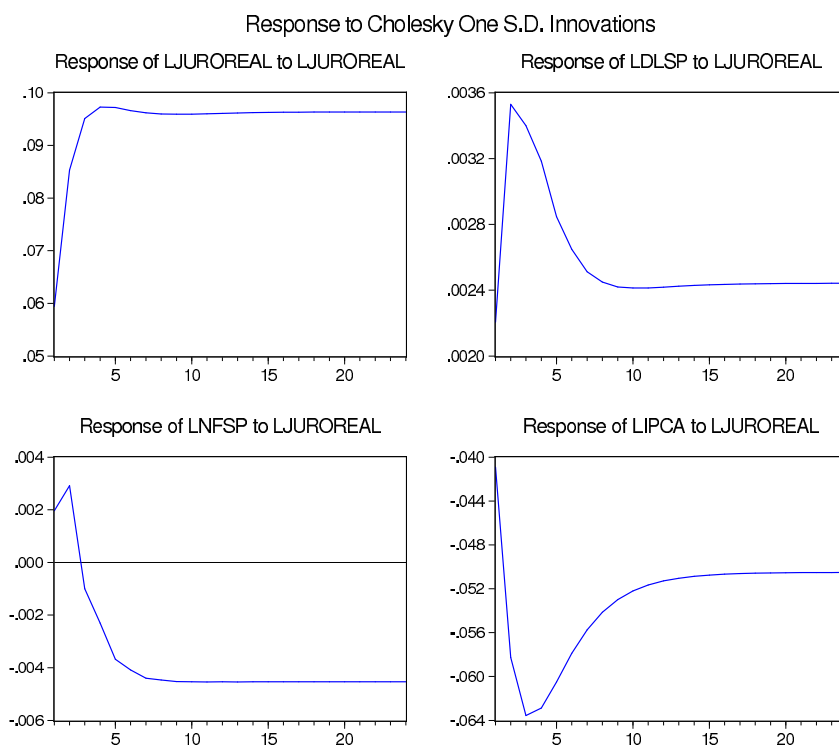


Figura 107: Funções de resposta ao impulso: choque nos juros reais

As variáveis LJUOREAL e LIPCA são menos endógenas no vetor de cointegração. É especialmente relevante verificar como choques exógenos nessas variáveis são transmitidas para as demais variáveis.

Um choque de juros reais determina um efeito imediato de aumento na relação dívida pública/PIB. Os juros permanecem elevados e mudam de patamar. A relação dívida/PIB reduz gradativamente depois do salto inicial, até estabilizar em um patamar superior ao inicial. Os desvios-padrão não estão disponíveis. Mas como juros e dívida estão na mesma variável, a ordem de grandeza indica que a variação sobre a dívida é pequena. O choque sobre a necessidade de financiamento do setor público inicialmente gera uma afetação positiva, para cair em seguida estabilizado em um patamar inferior. Dada a

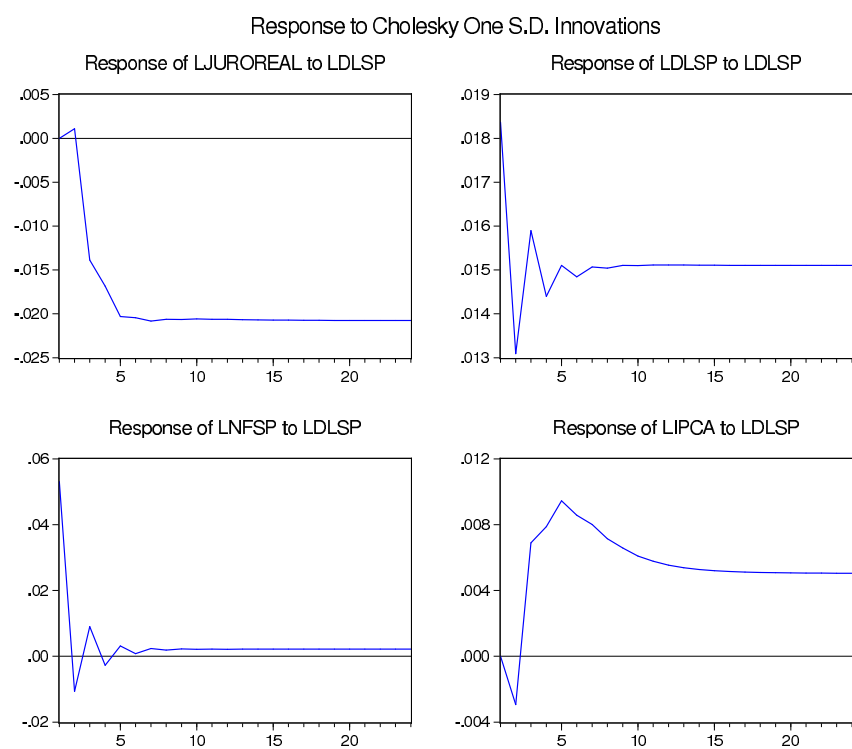


Figura 108: Funções de resposta ao impulso: choque na dívida líquida do setor público

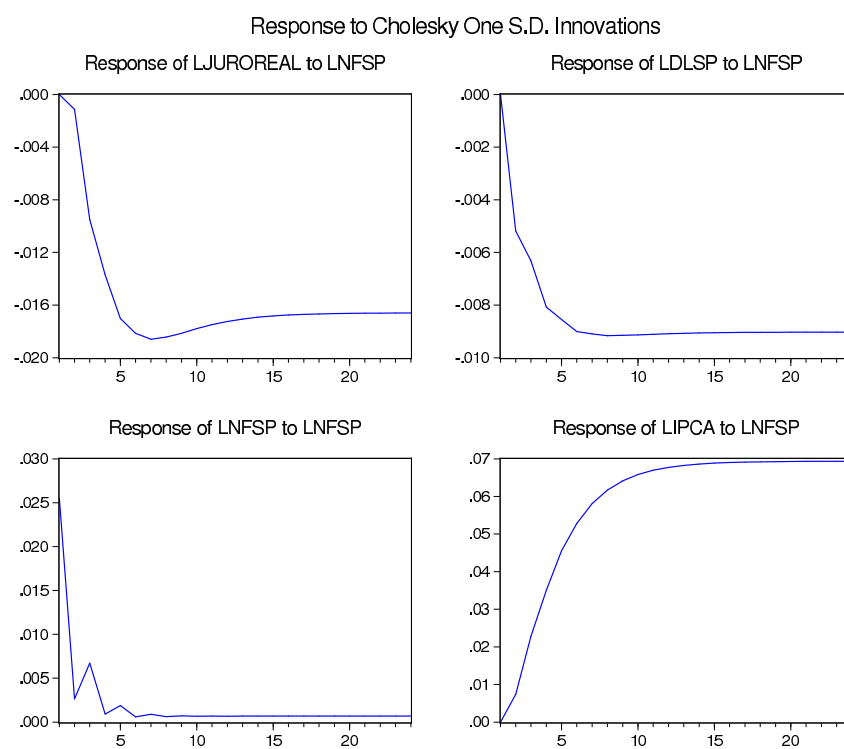


Figura 109: Funções de resposta ao impulso: choque na necessidade de financiamento do setor público

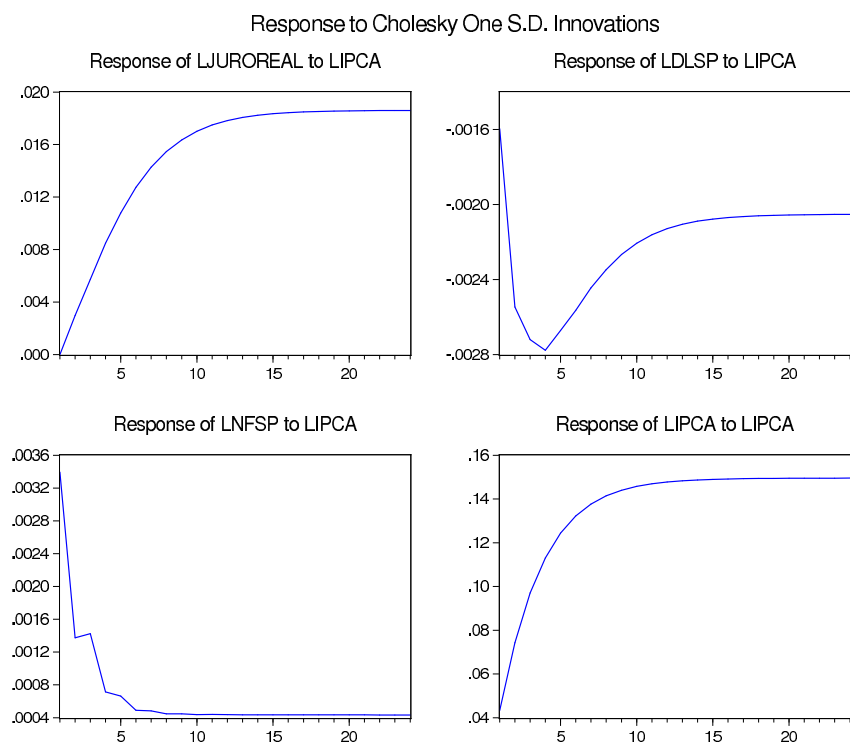


Figura 110: Funções de resposta ao impulso: choque na inflação



transformação na variável NFSP, a ordem de grandeza permite especular que esse efeito não é elevado. Entretanto, significativo e relevante é o efeito sobre a inflação, com o aumento dos juros reais determinando uma depressão inicial sobre o nível de preços. No período seguinte, há uma acomodação da inflação, mas o sinal não muda.

Um choque na inflação determinará uma resposta imediata de aumento de juros, todavia a proporção não é unitária, o que é razoável. As trajetórias de inflação e juros são similares, indicando resposta consistente da taxa de juros para controlar a inflação. As variáveis fiscais são endógenas. Um aumento da inflação reduz a dívida pública, mas esse efeito é acomodado ao longo do tempo. A necessidade de financiamento do setor público aumenta instantaneamente pelo choque inflacionário, mas tende perder efeito ao longo do tempo. Em suma, dado um choque inflacionário, é a taxa de juros a principal resposta, atuando de forma ativa até a estabilização do índice de preços.

Agora os choques fiscais. Um aumento da necessidades de financiamento do setor público determina uma queda nas taxas reais de juros. A inflação aumenta ao longo do tempo. A queda nas taxas reais de juros significa que houve um aumento da taxa nominal inferior ao aumento da inflação. De qualquer forma, os juros nominais respondem positivamente ao longo do tempo.

Um choque na dívida líquida do setor público define uma oscilação breve de aumento na necessidade de financiamento do setor público. A inflação aumenta ao longo do tempo, enquanto os juros reais caem, quase na mesma proporção, e isso indica relativa estabilidade da taxa nominal, com ligeira elevação.

## Lista de Figuras

1	Variáveis de interesse JUOREAL, DLSP, NFSP, IPCA . . . . .	I
2	JUOREAL: estatísticas descritivas . . . . .	II
3	DLSP: estatísticas descritivas . . . . .	II
4	NFSP: estatísticas descritivas . . . . .	II
5	IPCA: estatísticas descritivas . . . . .	III
6	Variáveis JUOREAL, DLSP, NFSP, IPCA em primeira diferença . . . .	IV
7	Variáveis LJUOREAL, LDLSP, LNFSP, LIPCA . . . . .	V
8	Variáveis LJUOREAL, LDLSP, LNFSP, LIPCA em primeira diferença .	V
9	Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LJUOREAL, modelo com intercepto e tendência . . . . .	IX
10	Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LDLSP, modelo com inter- cepto e tendência . . . . .	X
11	Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LNFSP, modelo com inter- cepto e tendência . . . . .	XI
12	Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LIPCA, modelo com inter- cepto e tendência . . . . .	XII
13	Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LJUOREAL, modelo com intercepto . . . . .	XIII
14	Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LDLSP, modelo com intercepto	XIV
15	Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LNFSP, modelo com intercepto	XV
16	Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LIPCA, modelo com intercepto	XVI
17	Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LJUOREAL, modelo básico	XVII
18	Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LDLSP, modelo básico . . . .	XVIII

19	Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LNFSP, modelo básico . . . .	XVIII
20	Teste de Dickey e Pantula, etapa 1, variável LIPCA, modelo básico . . . .	XIX
21	Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LJUROREAL, modelo com intercepto e tendência . . . . .	XXII
22	Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LDLSP, modelo com inter- cepto e tendência . . . . .	XXIII
23	Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LNFSP, modelo com inter- cepto e tendência . . . . .	XXIV
24	Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LIPCA, modelo com inter- cepto e tendência . . . . .	XXV
25	Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LJUROREAL, modelo com intercepto . . . . .	XXVII
26	Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LDLSP, modelo com intercepto	XXVIII
27	Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LNFSP, modelo com intercepto	XXIX
28	Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LIPCA, modelo com intercepto	XXX
29	Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LJUROREAL, modelo básico	XXXII
30	Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LDLSP, modelo básico . . . .	XXXIII
31	Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LNFSP, modelo básico . . . .	XXXIII
32	Teste de Dickey e Pantula, etapa 2, variável LIPCA, modelo básico . . . .	XXXIV
33	Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LJUROREAL, modelo com intercepto e tendência . . . . .	XXXVII
34	Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LDLSP, modelo com inter- cepto e tendência . . . . .	XXXVIII
35	Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LNFSP, modelo com inter- cepto e tendência . . . . .	XXXIX

36	Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LIPCA, modelo com intercepto e tendência . . . . .	XL
37	Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LJUROREAL, modelo com intercepto . . . . .	XLII
38	Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LDLSP, modelo com intercepto	XLIII
39	Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LNFSP, modelo com intercepto	XLIV
40	Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LIPCA, modelo com intercepto	XLV
41	Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LJUROREAL, modelo básico	XLVI
42	Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LDLSP, modelo básico . . . .	XLVII
43	Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LNFSP, modelo básico . . . .	XLVII
44	Teste de Dickey e Pantula, etapa 3, variável LIPCA, modelo básico . . . .	XLVIII
45	Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LJUROREAL, modelo com intercepto e tendência . . . . .	LII
46	Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LJUROREAL, modelo com intercepto . . . . .	LIII
47	Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LJUROREAL, modelo básico . .	LIV
48	Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LDLSP, modelo com intercepto e tendência . . . . .	LV
49	Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LDLSP, modelo com intercepto .	LVI
50	Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LDLSP, modelo básico . . . . .	LVII
51	Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LNFSP, modelo com intercepto e tendência . . . . .	LIX
52	Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LNFSP, modelo com intercepto .	LX
53	Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LNFSP, modelo básico . . . . .	LXI

54	Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LIPCA, modelo com intercepto e tendência . . . . .	LXII
55	Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LIPCA, modelo com intercepto . . . . .	LXIII
56	Teste Augmented Dickey-Fuller, variável LIPCA, modelo básico . . . . .	LXIV
57	Teste de Phillips-Perron, variável LJUROREAL, modelo com intercepto e tendência . . . . .	LXVI
58	Teste de Phillips-Perron, variável LJUROREAL, modelo com intercepto . . . . .	LXVII
59	Teste de Phillips-Perron, variável LJUROREAL, modelo básico . . . . .	LXVII
60	Teste de Phillips-Perron, variável LDLSP, modelo com intercepto e tendência	LXVIII
61	Teste de Phillips-Perron, variável LDLSP, modelo com intercepto . . . . .	LXIX
62	Teste de Phillips-Perron, variável LDLSP, modelo básico . . . . .	LXIX
63	Teste de Phillips-Perron, variável LNFSP, modelo com intercepto e tendência	LXXI
64	Teste de Phillips-Perron, variável LNFSP, modelo com intercepto . . . . .	LXXI
65	Teste de Phillips-Perron, variável LNFSP, modelo básico . . . . .	LXXII
66	Teste de Phillips-Perron, variável LIPCA, modelo com intercepto e tendência	LXXII
67	Teste de Phillips-Perron, variável LIPCA, modelo com intercepto . . . . .	LXXIII
68	Teste de Phillips-Perron, variável LIPCA, modelo básico . . . . .	LXXIII
69	Teste de Dickey-Fuller GLS, variável LJUROREAL, modelo com intercepto e tendência . . . . .	LXXVII
70	Teste de Dickey-Fuller GLS, variável LJUROREAL, modelo com intercepto	LXXVII
71	Teste de Dickey-Fuller GLS, variável LDLSP, modelo com intercepto e tendência . . . . .	LXXVIII
72	Teste de Dickey-Fuller GLS, variável LDLSP, modelo com intercepto . . . . .	LXXIX

73	Teste de Dickey-Fuller GLS, variável LNFSP, modelo com intercepto e tendência . . . . .	LXXX
74	Teste de Dickey-Fuller GLS, variável LNFSP, modelo com intercepto . . .	LXXX
75	Teste de Dickey-Fuller GLS, variável LIPCA, modelo com intercepto e tendência . . . . .	LXXXI
76	Teste de Dickey-Fuller GLS, variável LIPCA, modelo com intercepto . . .	LXXXI
77	Teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, variável LJUROREAL, mo- delo com intercepto e tendência . . . . .	LXXXIV
78	Teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, variável LJUROREAL, mo- delo com intercepto . . . . .	LXXXV
79	Teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, variável LDLSP, modelo com intercepto e tendência . . . . .	LXXXVI
80	Teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, variável LDLSP, modelo com intercepto . . . . .	LXXXVI
81	Teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, variável LNFSP, modelo com intercepto e tendência . . . . .	LXXXVII
82	Teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, variável LNFSP, modelo com intercepto . . . . .	LXXXVIII
83	Teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, variável LIPCA, modelo com intercepto e tendência . . . . .	LXXXIX
84	Teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, variável LIPCA, modelo com intercepto . . . . .	LXXXIX
85	Cointegração: Procedimento de Engle-Granger: LJUROREAL contra LDLSP	XC
86	Cointegração: Procedimento de Engle-Granger: teste dos resíduos . . . .	XCI
87	Cointegração: Procedimento de Engle-Granger: correlograma dos resíduos	XCII
88	Cointegração: Johansen: ordem do VAR . . . . .	XCIV

89	Cointegração: Johansen: escolha do modelo VEC . . . . .	XCV
90	Cointegração: Johansen: VEC para modelo 2 . . . . .	XCVII
91	Cointegração: Johansen: relação de longo prazo . . . . .	XCVIII
92	Cointegração: Johansen: ajustamento de curto prazo . . . . .	XCIX
93	Cointegração: Johansen: gráfico do vetor de cointegração que explica a relação de longo prazo . . . . .	C
94	Cointegração: Johansen: resíduos do VEC . . . . .	CI
95	Cointegração: Johansen: testes Wald para exclusão de lags . . . . .	CI
96	Cointegração: Johansen: raízes do polinômio para VAR em primeira dife- rença . . . . .	CII
97	Cointegração: Johansen: correlograma dos resíduos do VEC . . . . .	CIII
98	Cointegração: Johansen: teste PortManteau de autocorrelação dos resí- duos do VEC . . . . .	CIV
99	Cointegração: Johansen: teste LM de autocorrelação dos resíduos do VEC	CV
100	Cointegração: Johansen: teste de normalidade dos resíduos do VEC, por ortogonalização de Cholesky . . . . .	CVI
101	Exogeneidade fraca para variável LJUROREAL . . . . .	CVIII
102	Exogeneidade fraca para variável LDLSP . . . . .	CIX
103	Exogeneidade fraca para variável LNFSP . . . . .	CX
104	Exogeneidade fraca para variável LIPCA . . . . .	CXI
105	Causalidade de Granger para as variáveis do VEC . . . . .	CXIII
106	Funções de resposta ao impulso: ordenação LJUROREAL, LIPCA, LDLSP, LNFSP . . . . .	CXV
107	Funções de resposta ao impulso: choque nos juros reais . . . . .	CXVI

108	Funções de resposta ao impulso: choque na dívida líquida do setor público	CXVII
109	Funções de resposta ao impulso: choque na necessidade de financiamento do setor público . . . . .	CXVIII
110	Funções de resposta ao impulso: choque na inflação . . . . .	CXIX