

Corseuil, Carlos Henrique; Gonzaga, Gustavo; Issler, João Vitor

**Working Paper**

## Desemprego regional no Brasil: Uma abordagem empírica

Texto para discussão, No. 364

**Provided in Cooperation with:**

Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro

*Suggested Citation:* Corseuil, Carlos Henrique; Gonzaga, Gustavo; Issler, João Vitor (1996) : Desemprego regional no Brasil: Uma abordagem empírica, Texto para discussão, No. 364, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), Departamento de Economia, Rio de Janeiro

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/186609>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

PUC-RIO

TEXTO PARA DISCUSSÃO

N.º 364

DESEMPREGO REGIONAL NO BRASIL: UMA ABORDAGEM EMPÍRICA

CARLOS HENRIQUE CORSEUIL

GUSTAVO GONZAGA

JOÃO VICTOR ISSLER

DEZEMBRO 1996

# **DESEMPREGO REGIONAL NO BRASIL: UMA ABORDAGEM EMPÍRICA\***

**Carlos Henrique Corseuil**

(London School of Economics)

**Gustavo Gonzaga**

(PUC-Rio)

**João Victor Issler**

(EPGE/FGV)

Fevereiro de 1997

**Resumo:** Este trabalho tem como objetivo analisar a evolução das taxas de desemprego regionais no Brasil. A principal motivação é investigar uma possível semelhança nos movimentos, tanto de curto como de longo prazo, das taxas de desemprego regionais. A análise se baseia em observações mensais dos últimos quinze anos referentes às seis principais regiões metropolitanas brasileiras cobertas pela PME. Identificamos que, à exceção de Recife, os fatores agregados relacionados ao desemprego nacional são extremamente relevantes na determinação do desemprego regional. Como consequência, podemos constatar co-movimentos tanto no curto como no longo prazo entre as taxas das demais cinco regiões e a taxa nacional. O artigo faz também uma decomposição das séries regionais em elementos permanentes e transitórios. Os componentes permanentes seguem uma trajetória bastante semelhante às respectivas taxas de desemprego, o que indica que os choques que incidem sobre estas taxas têm efeitos prolongados.

**Classificação do JEL:** J64, C32.

**Palavras-chave:** Desemprego Regional, Tendências e Fatores Comuns.

---

\* Os autores agradecem a André Urani e Alexandre Rands Barros pelos comentários e sugestões a este trabalho, ressaltando que todos os erros remanescentes são de nossa inteira responsabilidade. Os autores agradecem, também, ao CNPq pelo auxílio financeiro.

## **1. Introdução**

A maior parte dos estudos sobre o desemprego se baseiam em dados agregados de um determinado país ou de um conjunto de países. No entanto, há uma literatura crescente que privilegia o estudo da taxa de desemprego de cada região de um determinado país separadamente. Neste tipo de análise, admite-se a possibilidade do comportamento de cada região ser determinado por fatores distintos, como se funcionasse como abrigo de diferentes mercados de trabalho. Uma conclusão obtida por diversos analistas das taxas de desemprego regionais é a de que elas tendem a ser determinadas no curto prazo por fatores agregados (que afetam o país como um todo) e, no longo prazo, por fatores estruturais específicos da região (ver, por exemplo, Byers, 1991). Esta evidência tenderia a gerar movimentos muito parecidos das taxas regionais de desemprego de um país, apesar da possibilidade de haver um diferencial permanente entre elas.

Tal tendência é fundamentada por um argumento teórico conhecido como teoria compensatória (Marston 1985). A base deste argumento é que o padrão regional do desemprego é resultado de um processo em que os trabalhadores visam se instalar em regiões que ofereçam salários reais relativamente altos, baixas taxas de desemprego (o que indicaria uma alta probabilidade de se empregar nesta região) ou alguma outra característica subjetiva que a torne mais atrativa do que as outras. O resultado deste processo poderia ser a observação de taxas regionais com movimentos semelhantes, apesar de manterem diferenciais persistentes em seus níveis.

Com base neste diagnóstico, vários trabalhos se propõem a analisar a importância dos fatores agregados no comportamento do desemprego regional. Estes trabalhos podem ser divididos em três grupos, de acordo com o procedimento empregado. Um primeiro grupo analisa a sensibilidade do desemprego regional a choques que afetam o desemprego nacional (ver Chapman, 1991, por exemplo). Um outro grupo decompõe explicitamente os choques sobre o emprego industrial regional em fatores agregados, regionais e setoriais (Clark, 1991). Por último, alguns trabalhos investigam diretamente as semelhanças dos movimentos das taxas regionais (Byers, 1991).

Este artigo tem como objetivo analisar a evolução das taxas de desemprego regionais no Brasil. A principal motivação é investigar uma possível semelhança nos movimentos, tanto de curto como de longo prazo, das taxas de desemprego regionais.

Uma análise preliminar, neste sentido, pode ser feita ao se comparar a evolução das taxas de desemprego das seis regiões metropolitanas cobertas pela PME (Rio de Janeiro, São Paulo, Belo Horizonte, Recife, Salvador e Porto Alegre) com a taxa de desemprego nacional. Os gráficos 1 e 2, que exibem estas séries, sugerem que os comportamentos destas taxas são muito parecidos. Além de permanecerem quase sempre em patamares bem próximos, as oscilações das diversas taxas de desemprego são sincronizadas. Esta pode ser uma evidência de que os choques agregados têm uma grande influência na determinação do desemprego nestas regiões, tanto no curto como no longo prazos. Esta conjectura será objeto de uma investigação minuciosa ao longo deste trabalho.

O artigo está organizado da seguinte forma. Nas próximas duas seções, são apresentadas uma breve exposição da teoria compensatória e uma resenha dos trabalhos empíricos que investigam a importância dos fatores agregados na determinação do desemprego regional. Em seguida, são expostos os resultados da análise empírica, encadeados da seguinte maneira: uma seção descritiva das séries de taxa de desemprego de cada região, abordando com técnicas simples a existência, ou não, de um diferencial persistente entre as taxas; uma seção com os resultados referentes à importância dos fatores agregados na determinação das taxas regionais de desemprego; e uma seção que discute os fatores estruturais das regiões, estimados através de um método de decomposição de séries temporais desenvolvido recentemente. A seção 7 apresenta as principais conclusões do trabalho.

## **2. Teoria Compensatória**

A teoria compensatória é uma teoria de oferta de trabalho baseada no argumento de que existe um equilíbrio entre salário, atratividade e desemprego de uma determinada região. Este equilíbrio seria determinado da seguinte maneira: quanto maior o salário, ou

mais atrativa for uma região em relação às demais, mais trabalhadores serão para ela atraídos e, portanto, maior será a taxa de desemprego.

Marston (1985) formaliza este argumento construindo um modelo onde estas três variáveis afetam o nível de utilidade alcançado pelos trabalhadores (ver, também, Hall, 1972). Partindo da hipótese de que os indivíduos de uma economia atribuem o mesmo nível de satisfação a uma cesta representativa dos bens disponíveis para o consumo (X) e às características mencionadas (A), a função de utilidade indireta dos trabalhadores de uma região pode ser representada da seguinte forma:

$$V(W^+, U^+, A^+) = \max_{\lambda, X} \{ u(X, A) + \lambda [W(1 - U) - X] \}$$

onde W representa o salário e U se refere à parcela da força de trabalho desempregada, que é usada aqui como a probabilidade do indivíduo ficar desempregado.<sup>1</sup> O termo da equação multiplicado por  $\lambda$  representa a restrição orçamentária do trabalhador, uma vez que o preço de X é normalizado para um e  $W(1 - U)$  representa a renda esperada pelo trabalhador naquela região.

As variáveis W, U, A são tomadas como dadas para o trabalhador. O resultado do modelo é que, em equilíbrio, o nível de utilidade alcançado pelos trabalhadores deve ser o mesmo em todas as áreas.

$$V(W^*, U^*, A) = K \quad (1)$$

onde K é uma constante.<sup>2</sup> Note que a igualdade das taxas de desemprego não é uma condição necessária para a igualdade do nível de utilidade indireta. Desta forma, um diferencial persistente entre as taxas regionais de desemprego é um resultado bastante provável do modelo, não devendo, portanto, ser considerado como uma evidência de segmentação regional. Este diferencial persistente pode estar sendo causado, por exemplo, por um diferencial (persistente) de atratividade. Diferenciando (1) nós temos:

$$V_w dw^* + V_u du^* + V_a da = 0$$

Esta equação nos diz que alterações em um dos argumentos da função V deve ser compensado por alterações em pelo menos um dos outros dois argumentos. No caso de

<sup>1</sup> Os sinais de cada argumento da função V se referem ao sinal das derivadas desta função em relação ao argumento.

<sup>2</sup> O símbolo “\*” indica o valor de equilíbrio da variável correspondente.

que apenas o desemprego se responsabilize pela compensação, então o seu valor será alterado nas magnitudes indicadas abaixo, dependendo da alteração inicial ter sido observada em W ou A respectivamente.

$$du^* = \left| \left( V_w/V_u \right) \right| dw^*$$

ou

$$du^* = \left| \left( V_a/V_u \right) \right| da \quad (2)$$

Adota-se esta hipótese com relação à reação das variáveis devido ao fato de que esta teoria foi construída com base nos movimentos migratórios dos trabalhadores. Logo, é razoável supor que a primeira variável a reagir a um desequilíbrio, no que se refere à equação 1, seria a taxa de desemprego da região em questão. Portanto, uma implicação deste modelo é que as taxas de desemprego regionais tendem a ter movimentos muito parecidos dado o mecanismo de propagação de choques via migração.

Vale notar que caso exista alguma barreira para a mobilidade dos trabalhadores entre as regiões, a implicação discutida acima e descrita em (2) não será válida, uma vez que os valores atingidos pela função V em regiões distintas não necessariamente se igualarão.

Marston mostra evidências, baseadas no censo americano, que corroboram com a teoria. Pissarides & McMaster (1990) também testam esta teoria e mostram que no Reino Unido a economia converge para um equilíbrio compensatório no longo prazo.

Savedoff (1992) investiga, de forma alternativa, a validade da teoria compensatória para a economia brasileira. O autor analisa os diferenciais de salários entre as nove principais regiões metropolitanas do Brasil.<sup>3</sup> Seus resultados indicam que, apesar do grau de integração ter aumentado muito na economia brasileira, inclusive no que diz respeito ao fluxo de trabalhadores entre as regiões, existe um diferencial persistente de salários. Este fato poderia ser explicado por um diferencial compensatório entre graus de atratividade das regiões. No entanto, as regiões com melhores condições de vida (São Paulo e Rio de Janeiro) são exatamente aquelas que apresentam os maiores salários. Savedoff sugere, como provável explicação, o argumento de que as firmas podem resistir a oportunidades

---

<sup>3</sup> Savedoff usou dados anuais para nove regiões entre 1976 e 1987 (Rio de Janeiro, São Paulo, Belo Horizonte, Recife, Salvador, Porto Alegre, Curitiba, Fortaleza e Belém), além de dados de três censos demográficos (1960, 1970, 1980) para os estados correspondentes às regiões.

de custos de mão de obra mais baixos em outra região, se a região onde está instalada oferecer outras vantagens, como uma melhor infra-estrutura.

### **3. Os Fatores Agregados no Desemprego Regional: uma resenha bibliográfica**

Nesta seção, fazemos uma breve resenha da literatura empírica que investiga a relação entre os fatores agregados e as taxas de desemprego regionais de diversos países. Os trabalhos empíricos estão agregados de acordo com os três grupos mencionados na introdução (sensibilidade regional, decomposição de choques e análise de comovimentos).

O grupo de trabalhos que analisa a sensibilidade do desemprego regional a choques que afetam o desemprego nacional é o mais tradicional para investigar a importância dos choques agregados na taxa de desemprego regional. Os primeiros trabalhos nesta linha, Thirlwall (1966) e Brechling (1967), simplesmente rodam regressões da taxa de desemprego de cada região do Reino Unido na taxa nacional de desemprego. No caso, o valor do coeficiente da taxa nacional de desemprego é uma medida de sensibilidade de cada região a um choque agregado. Se o coeficiente for maior do que um, a região é muito sensível; se for menor do que um, é pouco sensível.

Uma série de trabalhos posteriores apresentaram contribuições tanto de cunho analítico (Harris & Thirlwall (1968), Gordon (1985) e Gordon (1988)), quanto metodológico (Tiller & Bednarzik (1983), Byers (1990) e Chapman (1991)), aplicadas a diferentes bases de dados do Reino Unido e dos E.U.A. Apesar das sofisticções incorporadas em cada um destes trabalhos, o parâmetro de interesse é sempre o coeficiente do desemprego nacional.

Mais recentemente, surge um segundo grupo de trabalhos empíricos, que procura decompor os choques sobre o emprego industrial regional em fatores agregados, regionais e setoriais. Tanto Altonji & Ham (1990), com dados canadenses, quanto Clark (1991), com dados americanos, partem de uma estrutura VAR do crescimento do emprego de diversas regiões e setores industriais para analisar os choques que incidem sobre esta variável.

Os resíduos do VAR são modelados de forma a agregar um componente de choques nacionais, um componente de choques industriais, um componente de choques



regionais e um componente aleatório. Os coeficientes relativos a cada um destes componentes são estimados, gerando as respectivas participações na variância de um choque total. A diferença entre os dois trabalhos está no nível de agregação dos dados e nas restrições feitas para tornar os modelos estimáveis.

Finalmente, o terceiro grupo de trabalhos compara os movimentos simultâneos das taxas de desemprego de diversas regiões. Marchand (1988), por exemplo, filtra a tendência das séries de desemprego de 14 países da OECD e compara os respectivos movimentos de curto prazo através do método de análise espectral. Byers (1991) usa a análise de cointegração para verificar se existem componentes comuns nas séries de desemprego das regiões do Reino Unido, tanto no longo como no curto prazo. Os resultados desta análise multivariada indicam a presença dos dois tipos de componentes comuns nas séries de desemprego do Reino Unido.

#### **4. Análise Descritiva**

As séries de desemprego regional e nacional utilizadas neste trabalho foram extraídas da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE. Esta pesquisa cobre seis regiões metropolitanas (Rio de Janeiro, São Paulo, Belo Horizonte, Recife, Salvador e Porto Alegre) e os dados que serão utilizados vão de junho de 1980 a setembro de 1995.<sup>4</sup> A taxa nacional da PME é construída a partir de uma média ponderada das taxas regionais, com pesos dados pelo tamanho relativo das PEAs em cada região.<sup>5</sup>

A tabela 1 nos revela que todas as regiões apresentam médias das taxas de desemprego relativamente baixas. O maior valor médio, registrado em Recife, está abaixo de 7%. Além desta região, Salvador e Belo Horizonte também apresentam percentuais médios acima da média nacional. Já o Rio de Janeiro, Porto Alegre e São Paulo (em ordem crescente de taxas) apresentam as menores médias de desemprego.

---

<sup>4</sup> Em junho e julho de 1992, não há valores disponíveis nas séries devido à não-realização da pesquisa nestas datas, em virtude de uma greve no IBGE. Já em maio e junho de 1993, a taxa de desemprego de Porto Alegre não foi divulgada. Nestes casos, o procedimento adotado aqui foi uma interpolação linear.

<sup>5</sup> A série nacional foi construída a partir das séries regionais para os 18 primeiros meses da amostra, com pesos estimados pelas observações dos 120 meses seguintes.

A primeira questão que nos interessa analisar se refere à existência ou não de um diferencial persistente entre as taxas de desemprego regionais. Isto pode ser analisado, combinando-se os resultados mencionados acima com os referentes à dispersão dos valores das taxas regionais ao longo do tempo, medida aqui pelo coeficiente de variação. A tabela 1 nos mostra que justamente Recife e Salvador, que possuem as maiores médias, apresentam os menores coeficientes de variação. Isto pode ser interpretado como uma indicação da existência de diferenciais persistentes, sendo estas duas regiões as responsáveis pelas taxas mais altas durante todo o período analisado.

A coluna que mostra o valor mínimo registrado, no período analisado, pela taxa de desemprego das seis regiões reforça o argumento exposto acima, uma vez que Recife e Salvador também apresentam os maiores valores mínimos. No entanto, Rio de Janeiro e Belo Horizonte apresentam valores máximos maiores que o de Salvador. Note que, justamente Belo Horizonte e Rio de Janeiro apresentam os coeficientes de variação mais altos. Este resultado pode estar sinalizando que as taxas de desemprego destas duas regiões não mantêm diferenciais estáveis em relação às demais taxas.

De forma a investigar de forma mais precisa a existência de um diferencial persistente entre as taxas de desemprego regionais, recorreremos a um simples método gráfico utilizado por Blanchard & Katz (1992) e Bentolila & Jimeno (1995) para dados dos E.U.A e da Espanha, respectivamente. O método consiste na construção de um gráfico que identifica se o padrão de apresentar uma taxa de desemprego maior (ou menor) que a média é mantido em dois instantes do tempo, separados por dez anos, para o primeiro trabalho, e dezessete anos, para o segundo.

No caso espanhol, de alta persistência relativa do desemprego regional, as observações (que correspondem às taxas de desemprego registradas nos anos referidos em cada região) estão distribuídas proximamente a uma reta com inclinação positiva. Já no caso americano, as observações estão mais dispersas, o que indica uma baixa persistência das taxas relativas de desemprego regional.

No caso do Brasil, verifica-se que as séries de desemprego regional apresentam uma baixa persistência relativa. O gráfico 3 confronta os desempregos regionais médios nos anos de 1981 e 1994. Observa-se que o Rio de Janeiro e Belo Horizonte apresentam

alterações em relação ao padrão discutido, confirmando nossos resultados preliminares. Porto Alegre e São Paulo apresentam taxas mais baixas do que a nacional em ambos os anos, e Salvador e Recife apresentam taxas mais altas. O caso brasileiro, portanto, parece estar mais próximo do caso americano de baixa persistência relativa. No entanto, vale ressaltar que nos estudos mencionados o número de regiões é bem maior do que no caso brasileiro.

A segunda questão que nos interessa analisar se refere à existência ou não de uma persistência absoluta dos choques. Neste caso, testa-se se a taxa de desemprego de uma região afetada por um choque demora para se recompor em termos absolutos, independente do que ocorrer com a taxa nacional ou das demais regiões. Uma forma de se analisar esta questão no caso do Brasil consiste em testar se as séries de desemprego regional brasileiras contêm raízes unitárias, através do teste Dickey-Fuller aumentado (ADF).<sup>6</sup> No caso, a presença de raiz unitária em uma série indicaria que os choques sofridos pela série têm efeitos prolongados, o que é um sinal de persistência absoluta.

Os resultados da tabela 2 mostram que, ao nível de 5% de significância, não é possível rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária nas variáveis em questão, tanto em nível quanto na forma logit.<sup>7</sup> Este último formato é usado para se evitar o problema de apontar a presença de raiz unitária em uma série cujas observações necessariamente se limitam a uma faixa de valores (no caso do desemprego esta faixa é de 0 a 100).

Em suma, os exercícios acima sugerem que todas as taxas de desemprego regionais brasileiras possuem alta persistência absoluta. Porém, esta persistência não se converte em diferenciais constantes ao longo do tempo, ou seja, as séries possuem baixa persistência relativa.

---

<sup>6</sup> Adotou-se aqui a especificação do teste ADF que inclui constante, tendência, e um número máximo de defasagens igual a 13 meses.

<sup>7</sup> Na forma logit, usa-se  $\log[u/(100-u)]$ , onde  $u$  é a taxa de desemprego da região considerada. A série resultante desta transformação pode assumir qualquer valor, atendendo assim à condição necessária para se classificar uma série como  $I(1)$  de que, em exercícios de previsão, os valores estimados possuam variância que tende ao infinito.

## **5. A Importância dos Fatores Agregados no Desemprego Regional: Resultados para o Brasil**

### **5.1 Sensibilidade Regional**

Nesta sub-seção, usa-se a análise de cointegração para identificar a importância da taxa de desemprego nacional na explicação das taxas de desemprego regionais do Brasil. A análise é bivariada e consiste em estimar vetores de cointegração entre o desemprego de cada região e o desemprego nacional. Com base no módulo do valor do coeficiente de cada vetor de cointegração (se maior ou menor que um), é feita a classificação da sensibilidade da região a choques agregados (pouco ou muito sensível).

Esta análise foi desenvolvida a partir da especificação Vetor Auto-Regressiva (VAR), segundo o procedimento de Johansen. Cada VAR envolve o logit do desemprego da região em questão, do desemprego nacional, e também uma defasagem destas variáveis (duas no caso de Recife), além de dummies sazonais. O número ótimo de defasagens em cada VAR foi escolhido com base no critério de informação de Schwarz.

Os resultados dos testes de cointegração para cada região são apresentados na tabela 3. Os resultados se referem à especificação com uma constante e uma tendência restrita ao vetor de cointegração para o Rio de Janeiro, São Paulo, Belo Horizonte e Salvador; e sem tendência para Recife e Porto Alegre.<sup>8</sup> São apresentadas duas estatísticas de teste ( $\lambda_{\text{máx}}$  e traço) referentes à hipótese nula especificada na linha em questão e os valores críticos extraídos de Osterwald-Lenum (1992).

A tabela 3 nos mostra que Recife é a única região que possui uma série de desemprego que não cointegra com a série nacional. As demais regiões apresentam taxas de desemprego que cointegram com a taxa nacional. Há, portanto, uma tendência comum entre cada taxa regional e a taxa nacional de desemprego, com exceção de Recife.

Os vetores de cointegração das demais regiões estão expostos na tabela 4. O coeficiente da taxa nacional foi normalizado para um. Os coeficientes de todas as cinco regiões estão próximos de um, em valor absoluto. Em São Paulo, o coeficiente do vetor de cointegração é menor do que um em valor absoluto, enquanto nas demais regiões, o

---

<sup>8</sup> Estas especificações se mostraram melhor do que as outras alternativas de acordo com o teste da razão de verossimilhança.

coeficiente regional é maior do que um, em valor absoluto. Estes resultados sugerem que estas quatro regiões poderiam ser classificadas como muito sensíveis aos fatores agregados.

De forma a analisar mais rigorosamente o grau de sensibilidade do desemprego de cada região ao desemprego nacional, testa-se a hipótese nula de que cada vetor seja igual a  $(1, -1)$ , supondo-se que o número de vetores de cointegração seja igual a 1 e deixando-se livre o valor da tendência (incorporada neste vetor).<sup>9</sup> Ao nível de 5%, esta hipótese é rejeitada apenas para Belo Horizonte. Nas demais regiões, não há evidências para se rejeitar a hipótese nula.

Portanto, de acordo com este resultado, apenas o desemprego na região de Belo Horizonte deve ser classificada como muito sensível ao desemprego nacional, uma vez que o coeficiente referente ao seu vetor de cointegração é maior do que um. As demais quatro regiões apresentam uma sensibilidade “normal”, já que seus coeficientes do vetor de cointegração podem ser considerados estatisticamente iguais a um. Isto sugere que as taxas de desemprego nestas regiões tendem a realizar movimentos de longo prazo semelhantes aos movimentos da taxa nacional.

Em suma, os resultados desta sub-seção mostram que cinco regiões metropolitanas brasileiras possuem taxas de desemprego que compartilham movimentos semelhantes com a taxa nacional no longo prazo. Isto nos leva a caracterizar os fatores (choques) agregados como sendo extremamente relevantes na determinação dos movimentos de longo prazo do desemprego regional. Em quatro destas cinco regiões, este resultado é reforçado pela não-rejeição da restrição  $(1, -1)$  no vetor de cointegração, o que indica que no longo prazo a taxa nacional de desemprego e a da região considerada tendem a realizar os mesmos movimentos.

## 5.2 Análise Painel

De forma a testar a robustez do resultado obtido na sub-seção anterior, investiga-se, nesta sub-seção, a importância dos fatores agregados na determinação das taxas de

---

<sup>9</sup> Ainda que os coeficientes se refiram ao logit das variáveis, este resultado se estende às séries em nível, pois a transformação em questão é monotônica crescente.

desemprego regionais, através da metodologia de estimação que se utiliza dos dados arrumados na forma painel. Neste caso, as variáveis possuem valores diferenciados para cada instante do tempo (t) e cada unidade *cross-section* (i), e são empilhadas de tal forma que cada linha do modelo pode ser escrita da seguinte forma:

$$y_{it} = \sum_{k=1}^p X_{itk} \beta_k + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

onde N é o número de *cross-sections*, T é o número de observações no tempo e p é o número de variáveis independentes. A estrutura do erro permite uma estratificação deste elemento em três termos: um afetado exclusivamente pela unidade *cross-section*, outro afetado pelo tempo, além de um termo aleatório.

$$u_{it} = v_i + \eta_t + \varepsilon_{it}$$

As variáveis que compõem o modelo a ser estimado nesta seção são as mesmas da seção anterior, ou seja:

$$Y_i = \Delta LU_i$$

$$X_{ik} = (SZ_{1i}, \dots, SZ_{11i}, VC_{1i}, VC_{2i}, VC_{3i}, VC_{4i})$$

$$p = 15$$

onde  $\Delta LU_i$  é a primeira diferença do logit do desemprego;  $SZ_{1i}, \dots, SZ_{11i}$  são as dummies sazonais; e  $VC_{1i}, VC_{2i}, VC_{3i}, VC_{4i}$  são os vetores de cointegração.

Note que as variáveis que compõem X são as mesmas para todas as regiões. Portanto, o modelo a ser aqui estimado pode ser escrito da seguinte forma:

$$\Delta LU_{it} = \sum_{k=1}^{15} X_{itk} \beta_k + u_{it}$$

A motivação principal para o uso deste método de estimação é que, devido à estrutura imposta ao erro, a variância do erro é decomposta em fatores temporais, fatores idiossincráticos de cada região e fatores aleatórios. Os fatores temporais são diretamente associados aos fatores agregados, uma vez que afetam todas as regiões em cada período de tempo. Os fatores regionais, por sua vez, dizem respeito a elementos que afetam igualmente cada região ao longo do tempo.

Os resultados, expostos na tabela 6, confirmam os obtidos pela metodologia de séries temporais. Como o componente idiossincrático é insignificante, o componente

temporal (relacionado aos fatores agregados) explica a quase totalidade da variância das taxas de desemprego regionais.

### **5.3 Análise Multi-Regional**

Nesta sub-seção, utilizamos uma análise multivariada para confirmar a importância dos fatores agregados sobre as taxas de desemprego regionais. A análise multivariada nos permite estudar os comovimentos das diversas séries não apenas no longo prazo (através da análise de cointegração), como também no curto prazo, por meio do uso da análise de co-fator.

A análise de cointegração multivariada se baseou nas relações bivariadas de longo prazo encontradas na seção 5.1. A partir dos cinco vetores de cointegração bivariados lá estimados, é fácil gerar quatro vetores de cointegração multivariados, uma vez que combinações lineares de séries  $I(0)$  geram outras séries  $I(0)$ . A combinação linear utilizada foi escolhida de tal forma que se eliminasse a série da taxa nacional de desemprego, já que o nosso interesse é na relação entre as cinco taxas de desemprego regionais. Os quatro vetores de cointegração multivariados resultantes estão na tabela 7.

Em relação ao estudo dos co-movimentos das séries no curto prazo, usamos a análise de co-fator, desenvolvida originalmente em Engle & Kozicki (1993). Como se sabe, a análise de co-fator é, na verdade, um complemento da análise de cointegração. Ao invés de procurarmos uma relação estacionária ( $I(0)$ ) entre as variáveis, estamos agora interessados em procurar relações que sejam não estacionárias ( $I(1)$ ), mas desprovidas de ciclo.

No caso da cointegração, a quantidade de vetores ( $r$ ) nos indica a quantidade de tendências comuns ( $n-r$ ). Já no caso de co-fatores, a quantidade de vetores ( $s$ ) nos indica a quantidade de ciclos comuns ( $n-s$ ) compartilhados entre as variáveis. Vale ressaltar que as duas análises não são excludentes. Nos casos onde se quer estudar co-movimentos de longo e curto prazos, faz-se primeiro a análise de cointegração, depois constrói-se a representação MVCE (modelo vetor correção de erros) e, a partir desta, faz-se a análise de co-fator.

Os resultados da tabela 7, portanto, nos permitem construir a representação MVCE, que é a base para a análise de co-fator. Quando a representação VAR, submetida ao teste de cointegração, apresentar apenas uma defasagem das variáveis, então necessariamente haverá um vetor de co-fator.

Os resultados mostram que existem dois vetores de co-fator, o que sugere a existência de co-movimentos das taxas regionais de desemprego também para o curto prazo. Os vetores de co-fator das seis regiões estão expostos na tabela 8. No entanto, os coeficientes dos vetores de co-fator não podem ser interpretados como medidas de sensibilidade como no caso dos vetores bivariados de cointegração. Não obstante, podemos afirmar que há comovimentos entre estas séries tanto no longo como no curto prazo, e que as taxas de desemprego destas regiões apresentam quatro ciclos em comum além de duas tendências em comum.

## **6. O Componente Estrutural do Desemprego Regional**

A contrapartida para o fato de cada série de desemprego regional (menos a de Recife) compartilhar um vetor de cointegração bivariado e um de co-fator com a série nacional, é de que há uma tendência e um ciclo compartilhados por cada região e a série nacional. Nesta seção, explicitaremos esta propriedade derivada da análise de cointegração, através de uma decomposição do tipo ciclo-tendência.

Como o número de variáveis nestas análises bivariadas (2) é igual a soma do número de vetores de cointegração e de co-fator (1+1) em cinco regiões, é possível decompor estas séries regionais em componentes de ciclo e tendência, tal como proposto em Engle & Issler (1993). Esta metodologia parte da especificação MVCE e trabalha com os vetores de cointegração e co-fator de tal forma que sejam explicitados os elementos de tendência e de ciclo em comum com a série nacional. A dimensão do ciclo comum indica a importância dos choques transitórios nesta região, enquanto o elemento de tendência está associado a choques cujos efeitos são permanentes.

Desta forma, podemos associar estes elementos de tendência compartilhados tanto pela região quanto pelo país a elementos estruturais. Isto porque a tendência exprime o valor esperado para a taxa de desemprego da região analisada num futuro distante, quando



Os resultados da tabela 7, portanto, nos permitem construir a representação MVCE, que é a base para a análise de co-fator. Quando a representação VAR, submetida ao teste de cointegração, apresentar apenas uma defasagem das variáveis, então necessariamente haverá um vetor de co-fator.

Os resultados mostram que existem dois vetores de co-fator, o que sugere a existência de co-movimentos das taxas regionais de desemprego também para o curto prazo. Os vetores de co-fator das seis regiões estão expostos na tabela 8. No entanto, os coeficientes dos vetores de co-fator não podem ser interpretados como medidas de sensibilidade como no caso dos vetores bivariados de cointegração. Não obstante, podemos afirmar que há comovimentos entre estas séries tanto no longo como no curto prazo, e que as taxas de desemprego destas regiões apresentam quatro ciclos em comum além de duas tendências em comum.

## **6. O Componente Estrutural do Desemprego Regional**

A contrapartida para o fato de cada série de desemprego regional (menos a de Recife) compartilhar um vetor de cointegração bivariado e um de co-fator com a série nacional, é de que há uma tendência e um ciclo compartilhados por cada região e a série nacional. Nesta seção, explicitaremos esta propriedade derivada da análise de cointegração, através de uma decomposição do tipo ciclo-tendência.

Como o número de variáveis nestas análises bivariadas (2) é igual a soma do número de vetores de cointegração e de co-fator (1+1) em cinco regiões, é possível decompor estas séries regionais em componentes de ciclo e tendência, tal como proposto em Engle & Issler (1993). Esta metodologia parte da especificação MVCE e trabalha com os vetores de cointegração e co-fator de tal forma que sejam explicitados os elementos de tendência e de ciclo em comum com a série nacional. A dimensão do ciclo comum indica a importância dos choques transitórios nesta região, enquanto o elemento de tendência está associado a choques cujos efeitos são permanentes.

Desta forma, podemos associar estes elementos de tendência compartilhados tanto pela região quanto pelo país a elementos estruturais. Isto porque a tendência exprime o valor esperado para a taxa de desemprego da região analisada num futuro distante, quando

todos os efeitos transitórios já não tiverem mais impacto, e portanto apenas os elementos estruturais estiverem atuando.

Os gráficos 4 a 8 mostram a decomposição ciclo-tendência das taxas de desemprego das cinco regiões brasileiras que cointegram com a taxa nacional. Os gráficos revelam que, nas cinco regiões metropolitanas, a série de desemprego está muito próxima da tendência, principalmente em São Paulo e no Rio de Janeiro.

Isto pode estar sinalizando a importância dos elementos estruturais na determinação das taxas de desemprego regionais no Brasil. É claro que tal conclusão pode ser precipitada, uma vez que a metodologia utilizada identifica os componentes de tendência (estruturais) e de ciclo (conjunturais) a partir apenas das próprias séries de desemprego regionais, sem usar informações adicionais referentes a outras variáveis teoricamente associadas a estes dois componentes.<sup>10</sup>

De qualquer forma, se o componente estrutural das taxas de desemprego regionais é de fato o mais importante, políticas de redução do desemprego em cada região deveriam privilegiar medidas que, de uma forma geral, facilitassem o processo de transição de trabalhadores entre os diferentes setores da economia brasileira. Um bom exemplo deste tipo de política seria a melhoria do sistema de informações sobre novas vagas. Mesmo que as evidências mostrem que a taxa de desemprego no Brasil é relativamente baixa, o que é um sinal da alta flexibilidade do mercado de trabalho brasileiro (ver, por exemplo, Gonzaga, 1996), algumas regiões apresentam taxas mais altas, podendo, portanto, se beneficiar de medidas deste tipo.

No entanto, podemos notar por intermédio do gráfico 9 que não há um *ranking* estável entre os componentes estruturais das diferentes regiões. Vale ressaltar também que os componentes estruturais das regiões estão muito próximos uns dos outros, o que reforça a importância dos fatores agregados na determinação destes componentes para as cinco regiões.

Com base na decomposição ciclo-tendência utilizada acima, pode-se realizar um exercício de decomposição de variância do erro de previsão. Este exercício consiste em

---

<sup>10</sup> Para metodologias alternativas de estimação do componente estrutural da taxa de desemprego, ver, por exemplo, Layard *et al.* (1991).

calcular o percentual da variância de uma inovação que é atribuído à parte cíclica da série e o percentual atribuído à tendência.<sup>11</sup>

As tabelas 9 e 10 mostram a parcela da variância do desemprego de cada região gerada por uma inovação, que é captada pela variância da tendência, para horizontes de tempo distintos. A parcela que é captada pela variância do ciclo corresponde à diferença entre cem por cento e o percentual atribuído a tendência no horizonte em questão. Os resultados indicam que os erros de previsões seriam quase que totalmente explicados por alterações na tendência o que sugere que os fatores estruturais das séries de desemprego regional são extremamente vulneráveis a choques que incidem nestas séries.<sup>12</sup>

Existem dois métodos de se chegar a estes percentuais, cada qual empregado em uma das tabelas mencionadas. A diferença entre os métodos está em onde foi alocada a parcela captada pela covariância das variáveis em questão quando se constrói uma matriz triangular que é necessária para se chegar a tais resultados.

Esta análise também pode ser feita com os resultados gerados pela análise multivariada, através da qual encontramos duas tendências e quatro ciclos compartilhados pelas seis regiões. *A priori*, é de se esperar que exista uma tendência fortemente relacionada com Recife e outra relacionada com as demais regiões. Esta suspeita é confirmada no método de decomposição que faz uso também dos vetores de co-fator (ver gráficos 9 a 14). Note que em Recife a tendência está colada na série e nas demais regiões este componente se comporta de maneira bastante semelhante ao correspondente na análise bivariada, o que confirma a importância do componente estrutural de cada taxa de desemprego regional.

O exercício de decomposição da variância do erro de previsão no caso da análise multivariada também chega a resultados semelhantes aos apresentados nas análises bivariadas. Os resultados deste procedimento são ilustrados nas tabelas 11 e 12. Novamente, observa-se que os fatores permanentes absorvem a maior parte de algum choque que afete o desemprego regional.

---

<sup>11</sup> Entende-se por inovação uma mudança no comportamento de uma série que não poderia ser previsto fazendo-se uso apenas do comportamento passado desta série.

<sup>12</sup> Quanto mais longo for o horizonte considerado espera-se que o percentual da tendência apresente valores cada vez maiores. Nossos resultados estão de acordo com este padrão de comportamento.

Os resultados referentes a Recife, tanto na decomposição da série como na decomposição da variância, devem ser analisados com cuidado. Os elementos de tendência refletem a parcela do desemprego da região que pode ser atribuída a fatores compartilhados com as demais regiões. Como o desemprego em Recife não é influenciado pelo comportamento do desemprego do Brasil (a série de desemprego desta região não cointegra com a série nacional), a sua tendência reflete fatores exclusivos a esta região.

## **7. Conclusões**

As evidências mostradas neste trabalho em relação aos movimentos das séries de desemprego regional no Brasil contestam o argumento de que os fatores agregados têm maior influência no curto prazo, enquanto os fatores estruturais da região explicam o comportamento das séries no longo prazo. Na verdade, os resultados indicam que tanto os fatores agregados como os fatores estruturais exercem forte influência sobre o comportamento do desemprego regional no curto e longo prazos.

Mostramos também que parece haver uma persistência relativa do desemprego nas regiões com maiores taxas médias (Recife e Salvador). No entanto, há sinais de baixa persistência relativa quando se considera o grupo das seis taxas regionais de desemprego brasileiras. Por outro lado, em todas as seis regiões, os choques sobre as taxas de desemprego parecem ter efeitos prolongados por um longo horizonte de tempo.

As análises bivariadas de cointegração comprovam que o desemprego nacional exerce forte influência sobre o desemprego das regiões metropolitanas no longo prazo, com exceção de Recife. A análise do tipo painel nos permite confirmar que o componente temporal (que capta os fatores agregados) é, de fato, muito mais significativo do que o componente regional. O estudo dos comovimentos de curto e longo prazo, através da análise multivariada de cointegração e de co-fator, nos indicam que os mesmos fatores que são fundamentais na determinação do desemprego nacional também o são na determinação do desemprego das cinco regiões em questão.

Finalmente, estimativas do componente de tendência das taxas de desemprego de cinco regiões metropolitanas (Rio de Janeiro, São Paulo, Belo Horizonte, Salvador e

Porto Alegre) revelaram que, em todas estas regiões, os fatores estruturais (de tendência) se mantêm em níveis muito próximos às respectivas taxas de desemprego.

### **Referências Bibliográficas**

- ALTONJI, J. & HAM, J. (1990), "Variation in Employment Growth in Canada: The Role of External, National, Regional, and Industrial Factors", *Journal of Labor Economics*, 8: S198-236, supplement.
- BENTOLILA, S. & JIMENO, J. (1995), "Regional Unemployment Persistence: Spain 1976-1994", *C.E.P.R. Discussion Paper n.1259*.
- BLANCHARD, O. & KATZ, L. (1992), "Regional Evolutions", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 1-75.
- BRECHLING, F. (1967), "Trends and Cycles in British Regional Unemployment", *Oxford Economic Papers*, 19: 1-21.
- BYERS, J.D. (1990), "The Cyclical Sensitivity of Regional Unemployment: An Assessment", *Regional Studies*, 24: 447-453.
- BYERS, J.D. (1991), "Testing for Common Trends in Regional Unemployment", *Applied Economics*, 23: 1087-1092.
- CLARK, T. (1991). "Nation, Region-Specific, and Industry-Specific Shocks as Sources of Fluctuations in U.S. Regions and Industries", mimeo.
- CHAPMAN, P. (1991), "The Dynamics of Regional Unemployment in the UK, 1974-89", *Applied Economics*, 23: 1059-1064.
- ENGLE, R. & KOZICKI, S. (1993), "Testing for Common Features", *Journal of Business & Economic Statistics*, 11: 369-380.
- ENGLE, R. & ISSLER, J.V. (1993), "Estimating Sectoral Cycles Using Cointegration and Common Features", *NBER Working Paper Series*, n. 4529.
- GONZAGA, G. (1996), "Rotatividade, Qualidade do Emprego e Distribuição de Renda no Brasil", *Texto para Discussão n.º 355*, PUC, Rio de Janeiro, Brasil.
- GORDON, I. R. (1985), "The Cyclical Sensitivity of Regional Employment and Unemployment Differentials", *Regional Studies*, 19: 95-110.

- GORDON, I. R. (1988), "Evaluating the Effects of Employment Changes on Local Unemployment", *Regional Studies*, 22: 135-147.
- HALL, R. (1972), "Turnover in the Labor Force", *Brookings Papers on Economic Activity*, III, pp. 709-64.
- HARRIS, C.P. & THIRLWALL, A.P. (1968), "Interregional Variations in Cyclical Sensitivity to Unemployment in the United Kingdom, 1949-1964", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 30: 55-66.
- LAYARD, R., NICKELL, S. and JACKMAN, R. (1991), *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press.
- MARSTON, S. (1985), "Two Views of the Geographic Distribution of Unemployment", *Quarterly Journal of Economics*, fevereiro.
- MARCHAND, C. (1988), "Structural and Cyclical Factors in the Transmission Patterns of Unemployment in OECD Countries", *Regional Studies*, 22:121-134.
- OSTERWALD-LENUM, M. (1992), "A Note With Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v.54, n.3.
- PISSARIDES, C. & McMASTER I. (1990), "Regional Migration, Wages and Unemployment: Empirical Evidence and Implications for Policy", *Oxford Economic Papers*, 42: 812 - 831.
- TILLER, R. & BEDNARZIK, R. (1983), "The Behavior of Regional Unemployment Rates Over Time: Effects on Dispersion and National Unemployment", *Journal of Regional Science*, 23: 479-499.
- SAVEDOFF, W. (1992), *Regional Wage Differences in Brazil's Urban Labor Markets*, Tese de Doutorado da Universidade de Boston.

TABELA 1 : PROPRIEDADES DAS SÉRIES  
DE DESEMPREGO REGIONAL

| <b>Regiões</b>        | <b>Média dos<br/>Valores</b> | <b>Coefficiente<br/>de Variação</b> | <b>Valor<br/>Mínimo</b> | <b>Valor<br/>Máximo</b> |
|-----------------------|------------------------------|-------------------------------------|-------------------------|-------------------------|
| <i>BRASIL</i>         | 5.228                        | 0.285                               | 2.16                    | 9.18                    |
| <i>Rio de Janeiro</i> | 4.671                        | 0.391                               | 2.29                    | 9.97                    |
| <i>São Paulo</i>      | 5.279                        | 0.270                               | 1.75                    | 8.96                    |
| <i>Belo Horizonte</i> | 5.332                        | 0.368                               | 2.21                    | 10.18                   |
| <i>Recife</i>         | 6.843                        | 0.256                               | 2.97                    | 10.21                   |
| <i>Salvador</i>       | 6.080                        | 0.244                               | 3.15                    | 9.91                    |
| <i>Porto Alegre</i>   | 4.694                        | 0.299                               | 1.81                    | 9.02                    |

TABELA 2: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA (ADF)  
TAXAS REGIONAIS DE DESEMPREGO

| <b>Região</b>         | <b>ADF (p)</b> | <b>t-adf nível</b> | <b>ADF (p)</b> | <b>t-adf logit</b> |
|-----------------------|----------------|--------------------|----------------|--------------------|
| <i>BRASIL</i>         | 6              | -2.27              | 1              | -1.95              |
| <i>Rio de Janeiro</i> | 1              | -2.45              | 2              | -2.03              |
| <i>São Paulo</i>      | 6              | -2.06              | 3              | -2.36              |
| <i>Belo Horizonte</i> | 1              | -1.95              | 1              | -2.16              |
| <i>Recife</i>         | 1              | -1.94              | 1              | -1.98              |
| <i>Salvador</i>       | 1              | -3.11              | 2              | -2.50              |
| <i>Porto Alegre</i>   | 10             | -2.04              | 6              | -2.38              |

TABELA 3 : TESTE DE COINTEGRAÇÃO - REGIÕES E BRASIL

Hip. Nula:  $r = 0$  ; Valores Críticos p/ Recife e Porto Alegre: est.traço 14.1 est.  $\lambda_{\max}$  15.4

Valores Críticos p/ demais regiões: est.traço 19.0 est.  $\lambda_{\max}$  25.3

Hipótese Nula:  $r \leq 1$  ; Valores Críticos para Recife e Porto Alegre: 3.8\*

Valores Críticos p/ demais regiões: 12.3\*

| <i>Região</i>         | <i>est.traço</i><br><i>p/ r = 0</i> | <i>est. <math>\lambda_{\max}</math></i><br><i>p/ r = 0</i> | <i>est. teste</i><br><i>p/ r = 1</i> |
|-----------------------|-------------------------------------|------------------------------------------------------------|--------------------------------------|
| <i>Rio de Janeiro</i> | 27.89                               | 30.61                                                      | 2.72                                 |
| <i>São Paulo</i>      | 32.44                               | 35.2                                                       | 2.76                                 |
| <i>Belo Horizonte</i> | 59.58                               | 62.59                                                      | 3.01                                 |
| <i>Recife</i>         | 9.53                                | 13.16                                                      | 3.63                                 |
| <i>Salvador</i>       | 33.51                               | 36.31                                                      | 2.80                                 |
| <i>Porto Alegre</i>   | 15.21                               | 17.86                                                      | 2.66                                 |

\* Neste caso as duas estatísticas apresentam o mesmo valor

TABELA 4 : SUBESPAÇO DE COINTEGRAÇÃO  
ENTRE BRASIL E REGIÕES

| <b>Regiões</b>        | Coef. do vetor de<br>cointegração |
|-----------------------|-----------------------------------|
| <i>Rio de Janeiro</i> | -1.037                            |
| <i>São Paulo</i>      | -0.946                            |
| <i>Belo Horizonte</i> | -1.091                            |
| <i>Porto Alegre</i>   | -1.077                            |
| <i>Salvador</i>       | -1.162                            |



TABELA 5 : TESTE DA RESTRIÇÃO (1,-1)  
PARA OS VETORES DE COINTEGRAÇÃO

| Regiões               | p-value |
|-----------------------|---------|
| <i>Rio de Janeiro</i> | 0.577   |
| <i>São Paulo</i>      | 0.156   |
| <i>Belo Horizonte</i> | 0.028   |
| <i>Porto Alegre</i>   | 0.614   |
| <i>Salvador</i>       | 0.12    |

TABELA 6: DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA  
PROCEDIMENTO PAINEL

|                             |          |
|-----------------------------|----------|
| <i>Componente regional</i>  | 0.000000 |
| <i>Componente temporal</i>  | 0.002869 |
| <i>Componente aleatório</i> | 0.008541 |

TABELA 7: SUBESPAÇO DE COINTEGRAÇÃO  
ENTRE AS SEIS REGIÕES METROPOLITANAS

| R.J | S.P    | B.H.   | Rec. | Sal.   | Po.A.  |
|-----|--------|--------|------|--------|--------|
| 1   | -0.912 | 0      | 0    | 0      | 0      |
| 1   | 0      | -1.052 | 0    | 0      | 0      |
| 1   | 0      | 0      | 0    | -1.121 | 0      |
| 1   | 0      | 0      | 0    | 0      | -1.039 |

TABELA 8: SUBESPAÇO DE CO-FATOR  
ENTRE AS SEIS REGIÕES METROPOLITANAS

| R.J | S.P  | B.H. | Rec. | Sal.  | Po.A. |
|-----|------|------|------|-------|-------|
| 0   | 0    | 0    | 1    | 0     | 0     |
| 1   | 1.10 | 0.95 | 0    | -0.89 | 0.96  |

TABELA 9: DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA - ANÁLISE BIVARIADA  
PERCENTUAL ATRIBUÍDO A TENDÊNCIA - MÉTODO 1

| <b>Regiões</b>        | 1 mês | 1 ano | 2 anos |
|-----------------------|-------|-------|--------|
| <i>Rio de Janeiro</i> | 91.53 | 98.55 | 98.02  |
| <i>São Paulo</i>      | 58.19 | 59.83 | 68.78  |
| <i>Belo Horizonte</i> | 75.09 | 91.32 | 96.55  |
| <i>Porto Alegre</i>   | 82.09 | 70.91 | 97.03  |
| <i>Salvador</i>       | 73.76 | 97.25 | 98.65  |

TABELA 10: DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA - ANÁLISE BIVARIADA  
PERCENTUAL ATRIBUÍDO A TENDÊNCIA - MÉTODO 2

| <b>Regiões</b>        | 1 mês | 1 ano | 2 anos |
|-----------------------|-------|-------|--------|
| <i>Rio de Janeiro</i> | 81.36 | 91.59 | 95.21  |
| <i>São Paulo</i>      | 95.15 | 98.18 | 98.73  |
| <i>Belo Horizonte</i> | 39.76 | 73.48 | 84.39  |
| <i>Porto Alegre</i>   | 56.56 | 78.57 | 83.08  |
| <i>Salvador</i>       | 39.37 | 73.52 | 86.74  |

TABELA 11: DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA - ANÁLISE MULTIVARIADA  
PERCENTUAL ATRIBUÍDO A TENDÊNCIA - MÉTODO 1

| <b>Regiões</b>        | 1 mês | 1 ano | 2 anos |
|-----------------------|-------|-------|--------|
| <i>Rio de Janeiro</i> | 98.37 | 97.81 | 98.94  |
| <i>São Paulo</i>      | 91.15 | 91.12 | 87.57  |
| <i>Belo Horizonte</i> | 83.68 | 99.48 | 97.11  |
| <i>Recif?</i>         | 99.37 | 91.92 | 98.82  |
| <i>Porto Alegre</i>   | 98.27 | 83.66 | 98.91  |
| <i>Salvador</i>       | 76.55 | 97.35 | 97.08  |

TABELA 12: DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA - ANÁLISE MULTIVARIADA  
PERCENTUAL ATRIBUÍDO A TENDÊNCIA - MÉTODO 2

| <b>Regiões</b>        | 1 mês | 1 ano | 2 anos |
|-----------------------|-------|-------|--------|
| <i>Rio de Janeiro</i> | 81.42 | 90.03 | 95.24  |
| <i>São Paulo</i>      | 84.36 | 95.89 | 97.00  |
| <i>Belo Horizonte</i> | 72.69 | 89.84 | 93.05  |
| <i>Recif?</i>         | 100.0 | 100.0 | 100.0  |
| <i>Porto Alegre</i>   | 80.71 | 92.29 | 95.49  |
| <i>Salvador</i>       | 29.65 | 77.00 | 86.01  |

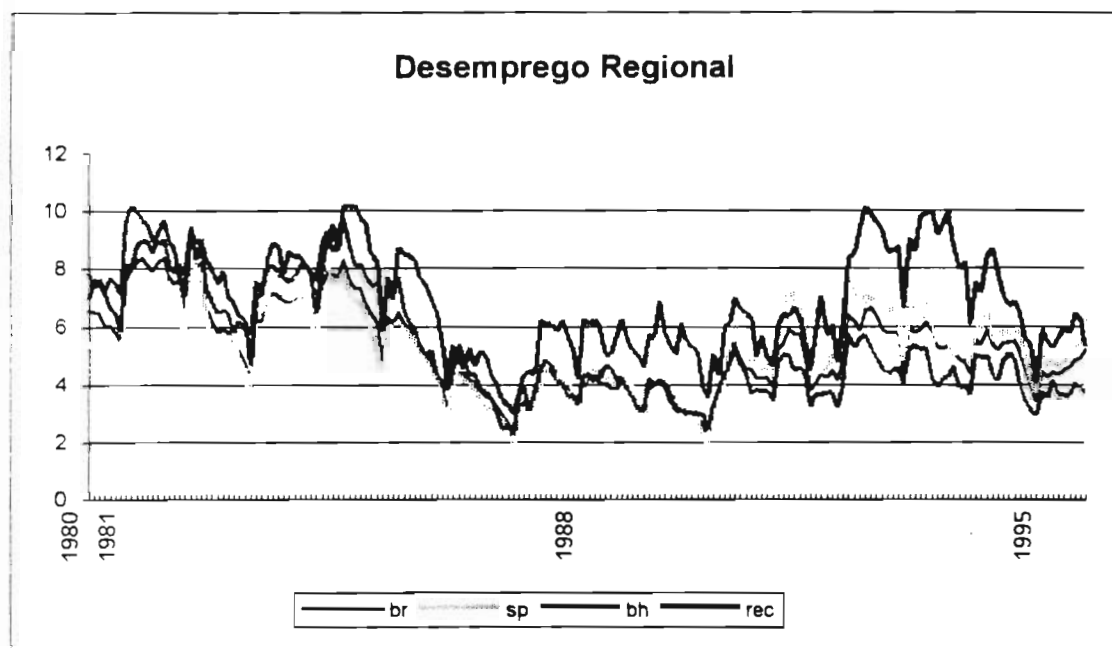
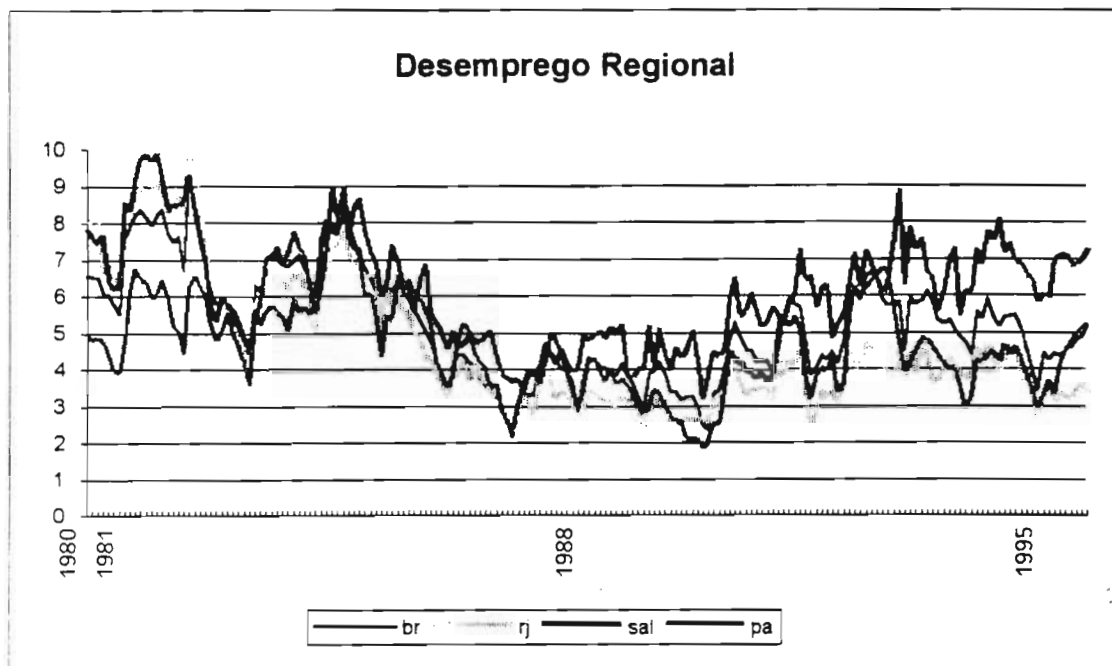
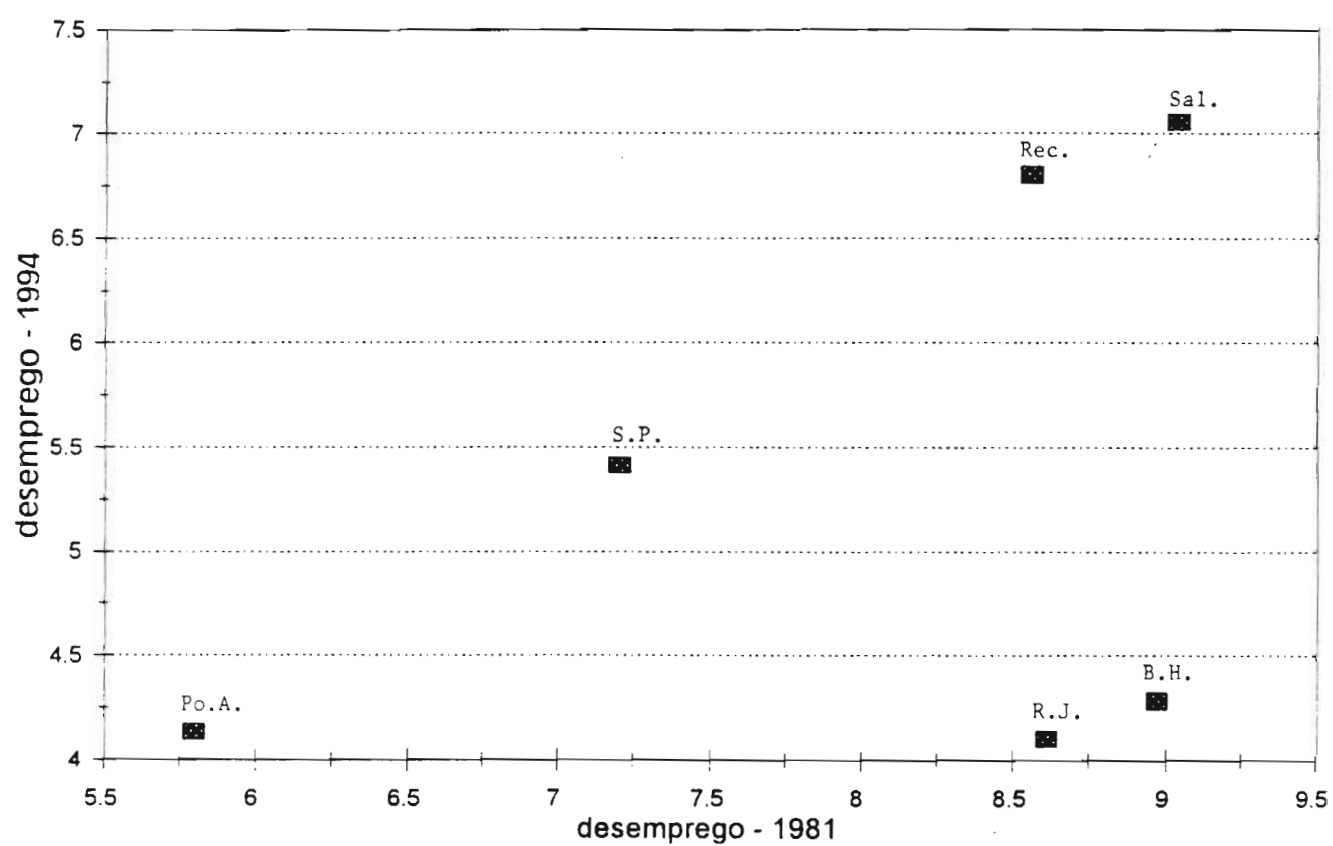
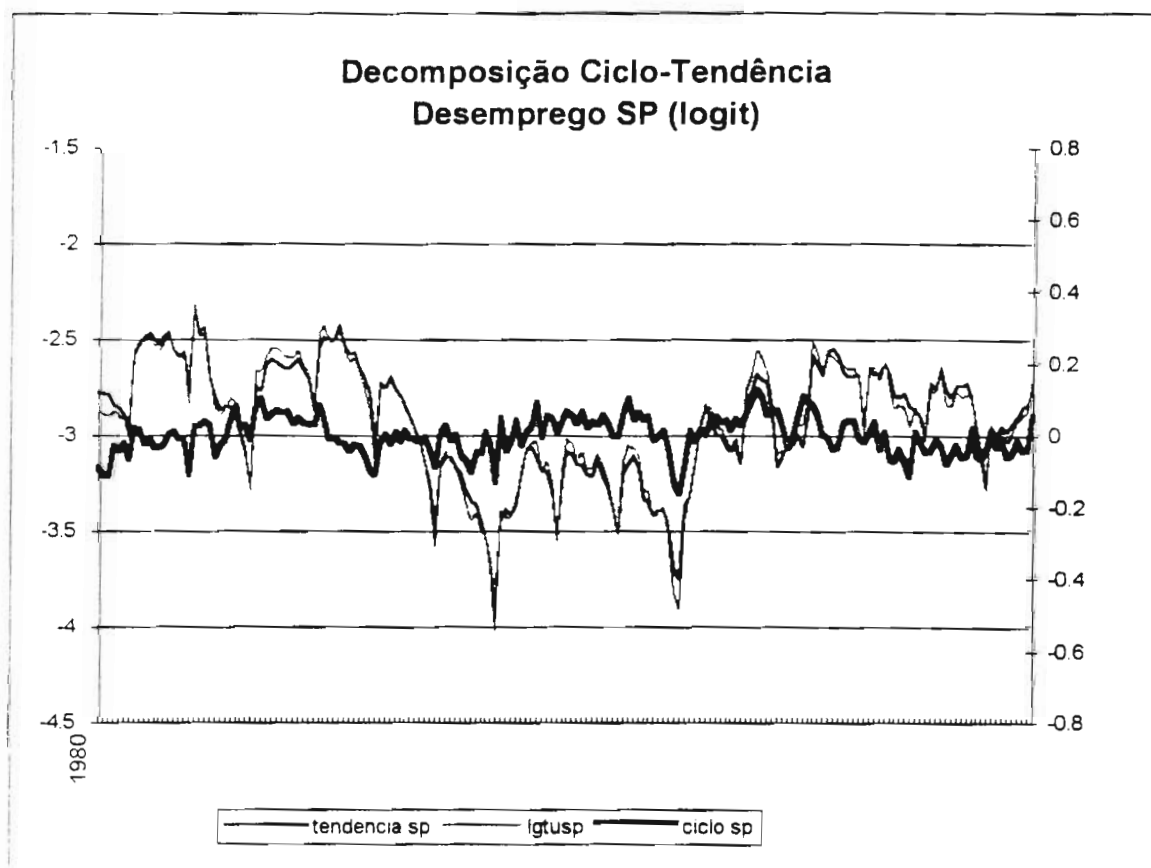
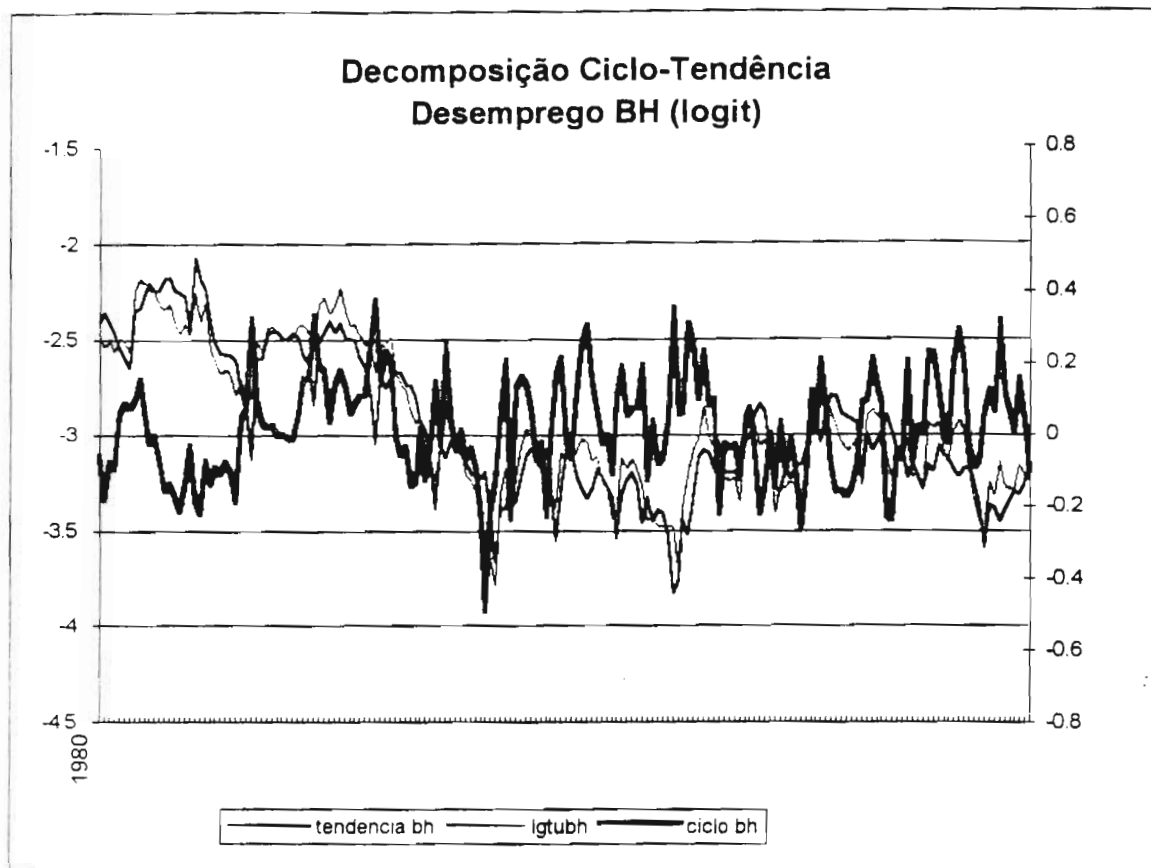


Gráfico 3

## Persistência do Desemprego





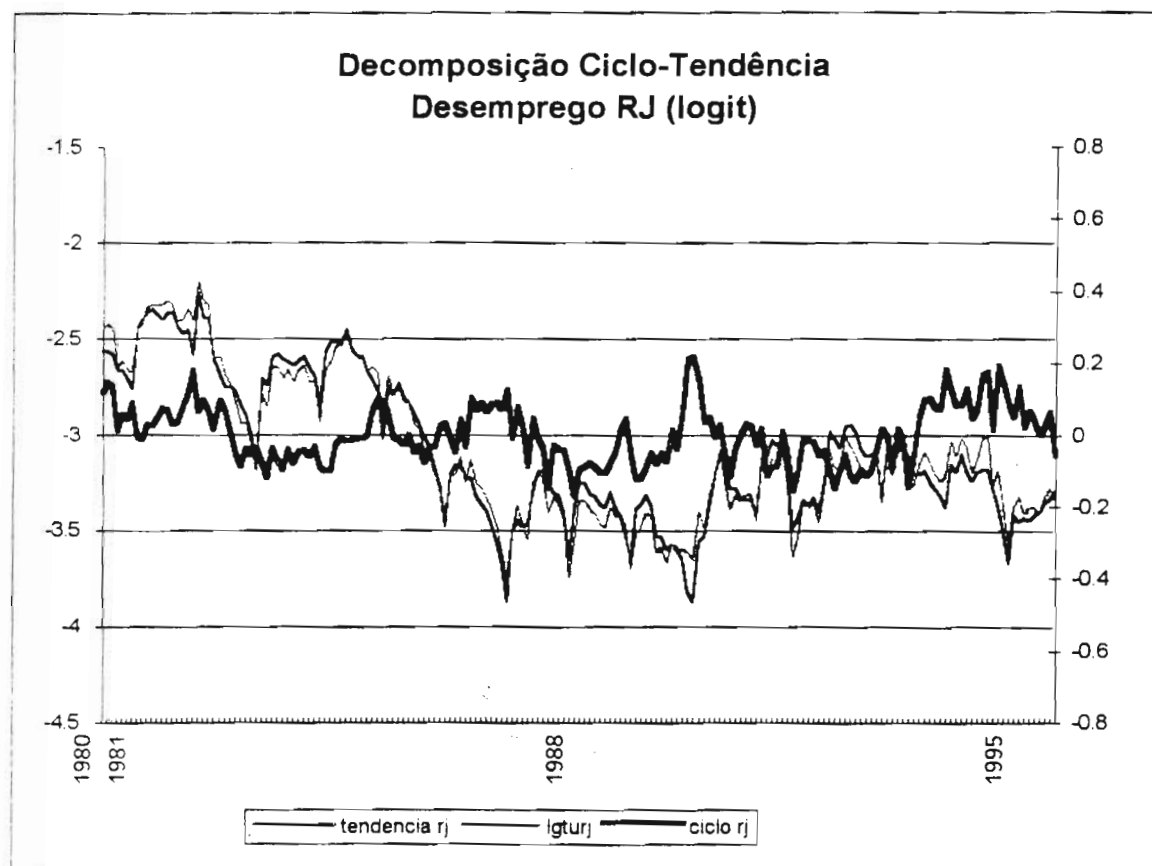
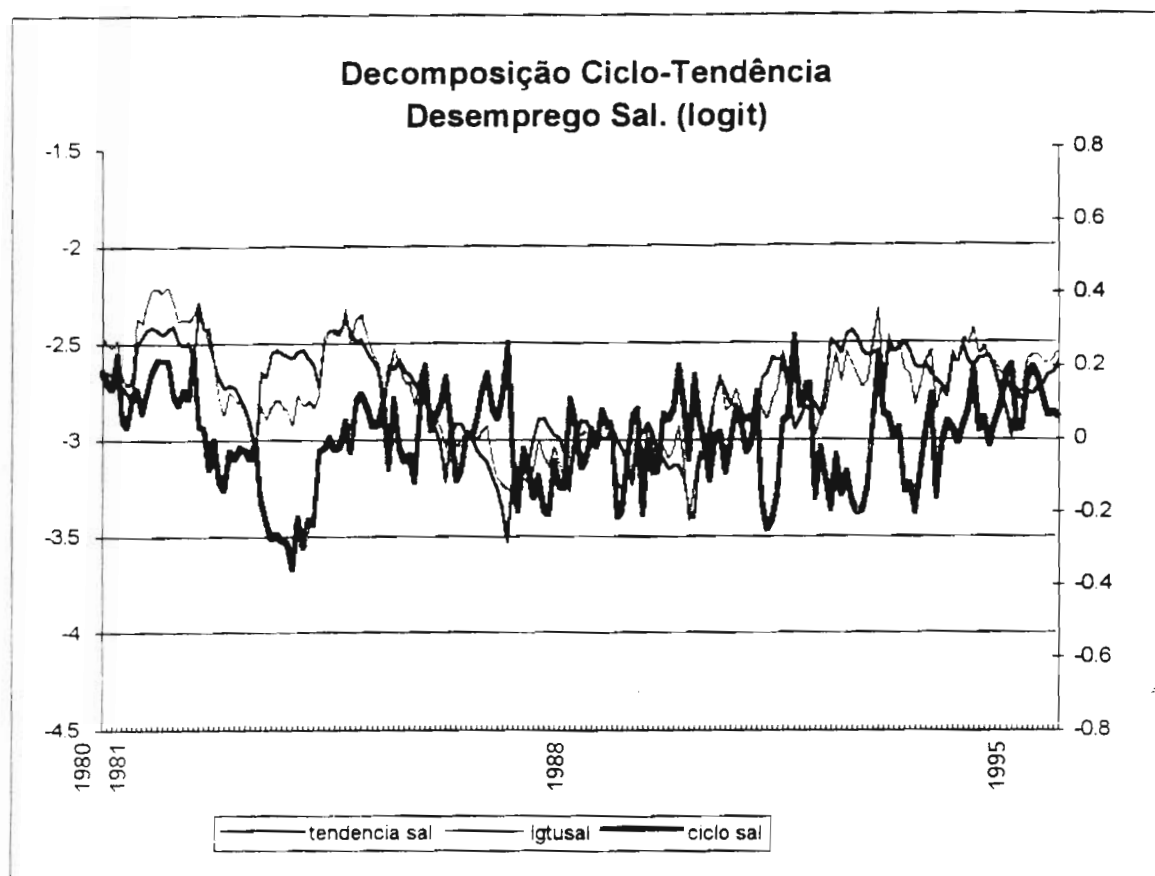
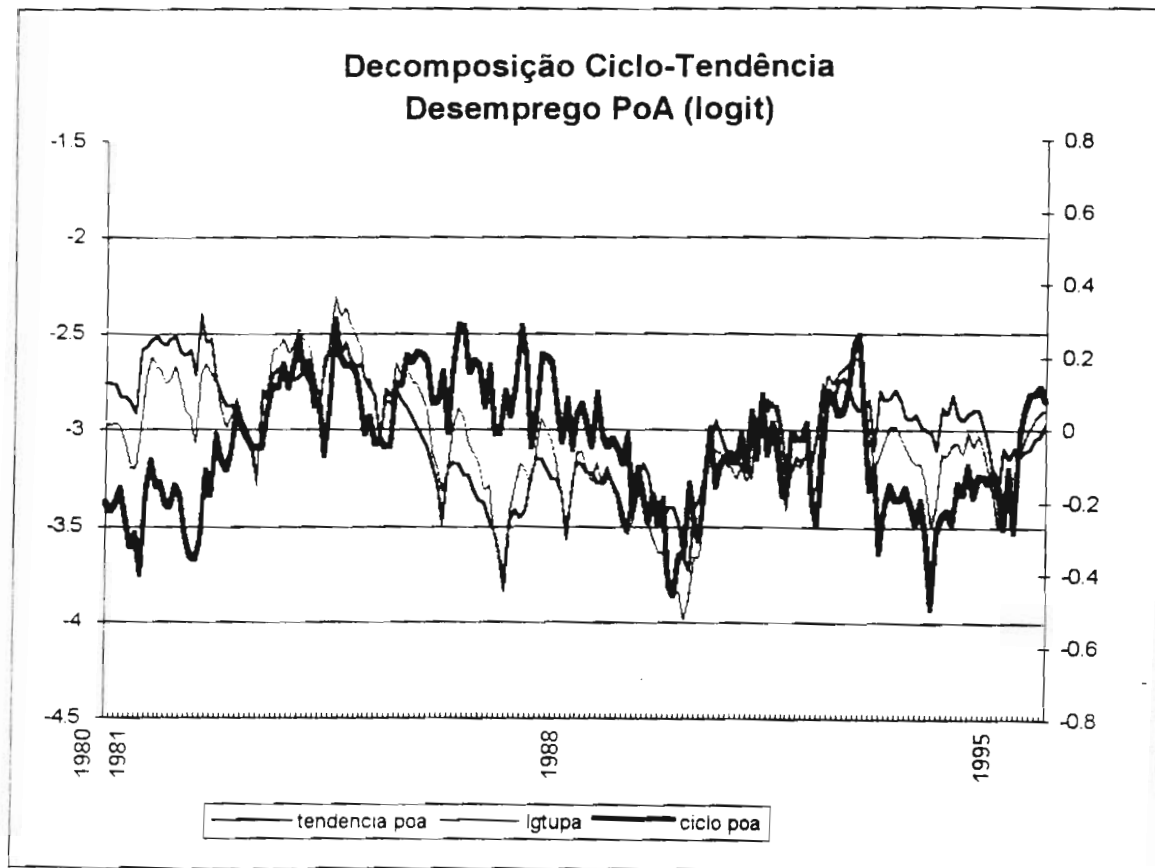
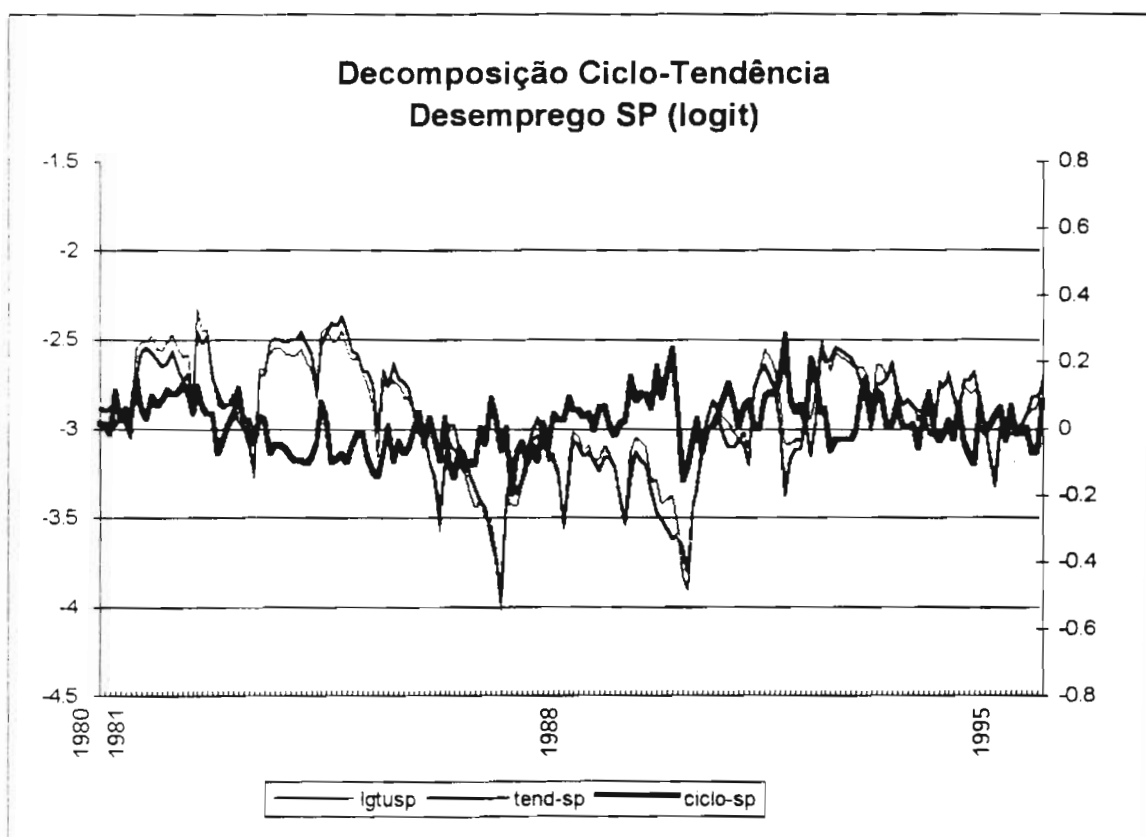
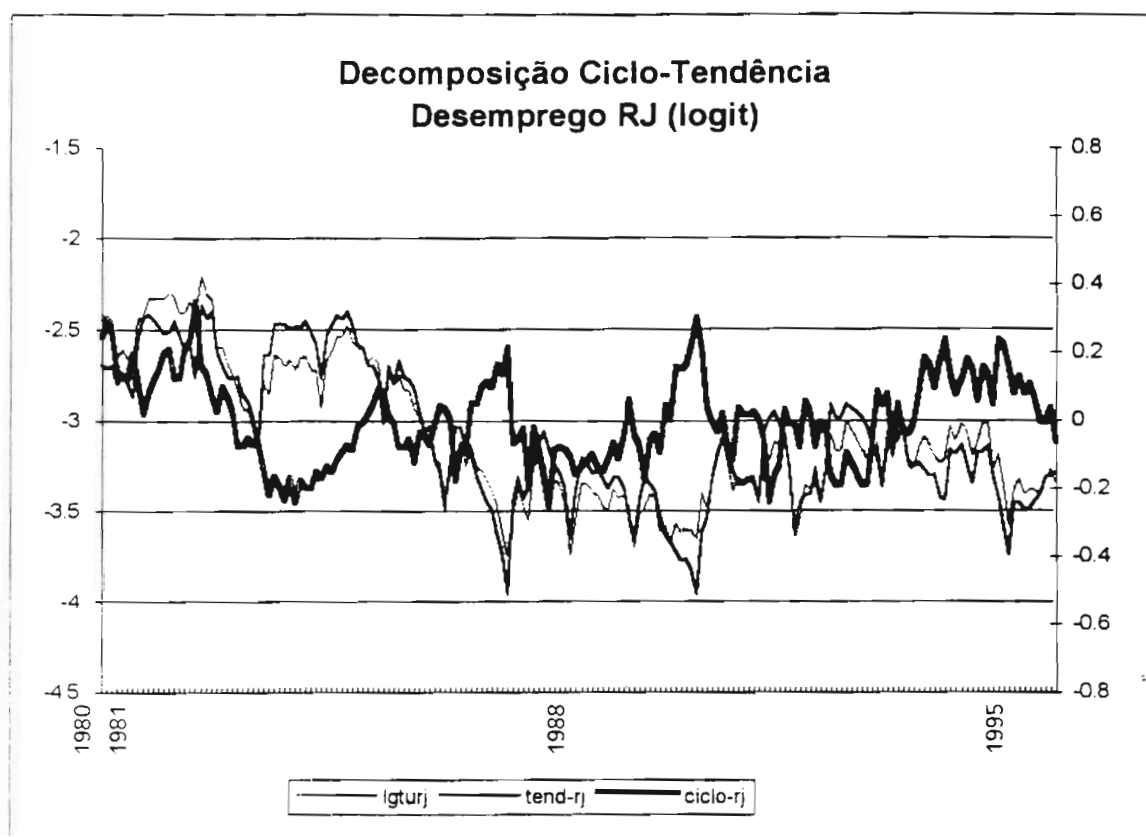
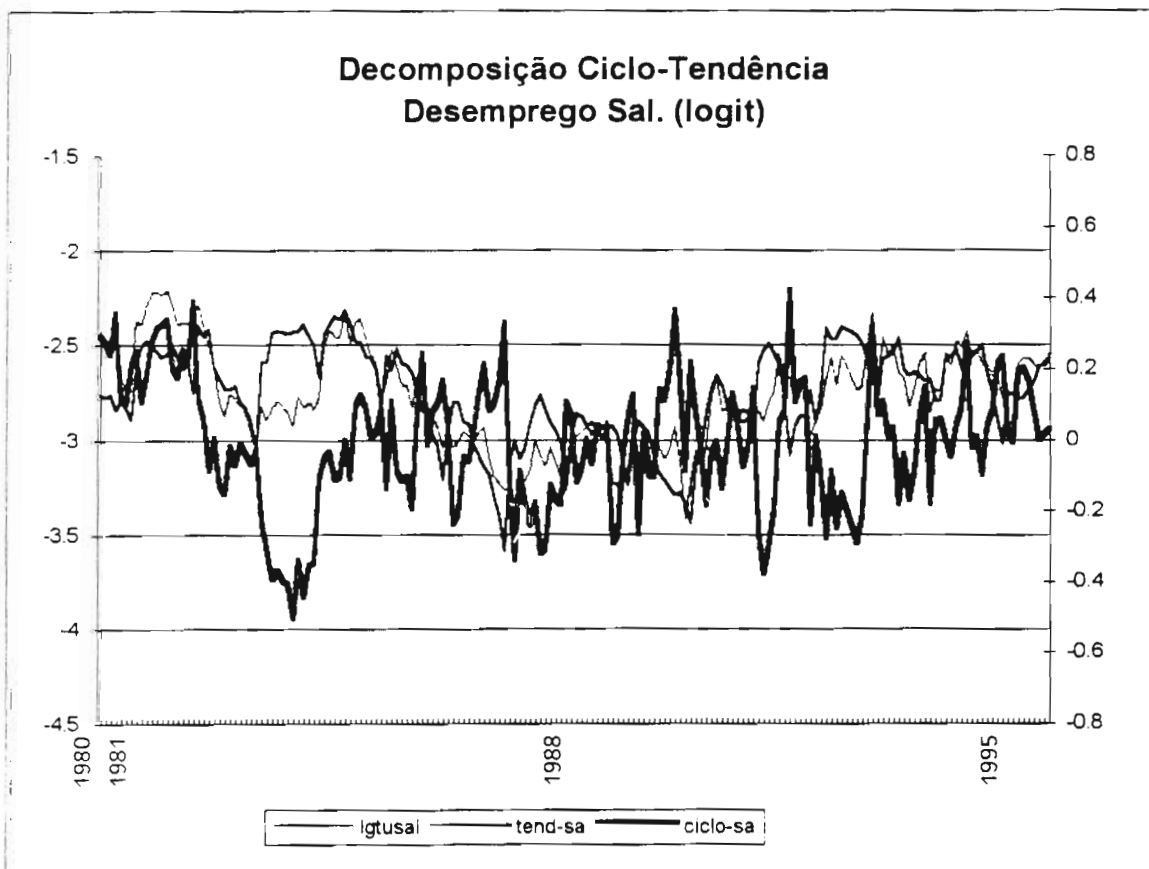
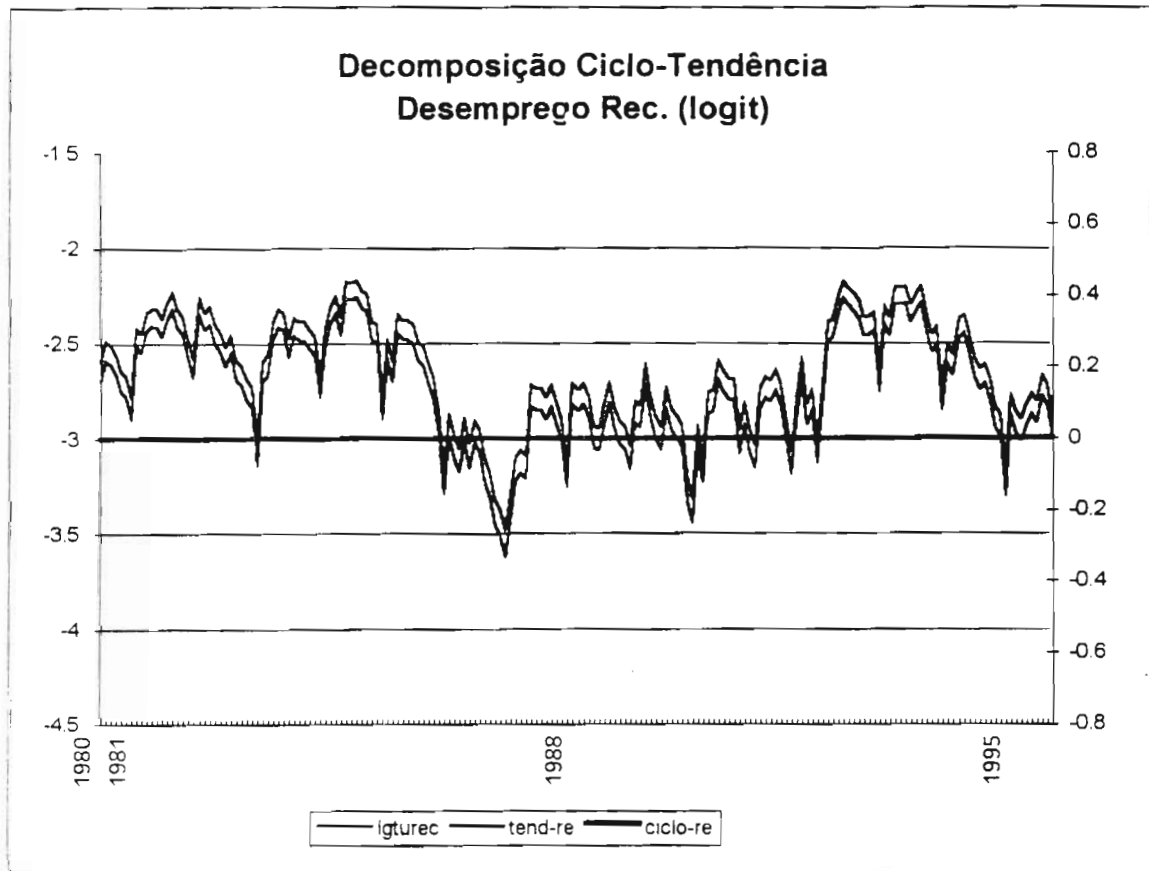


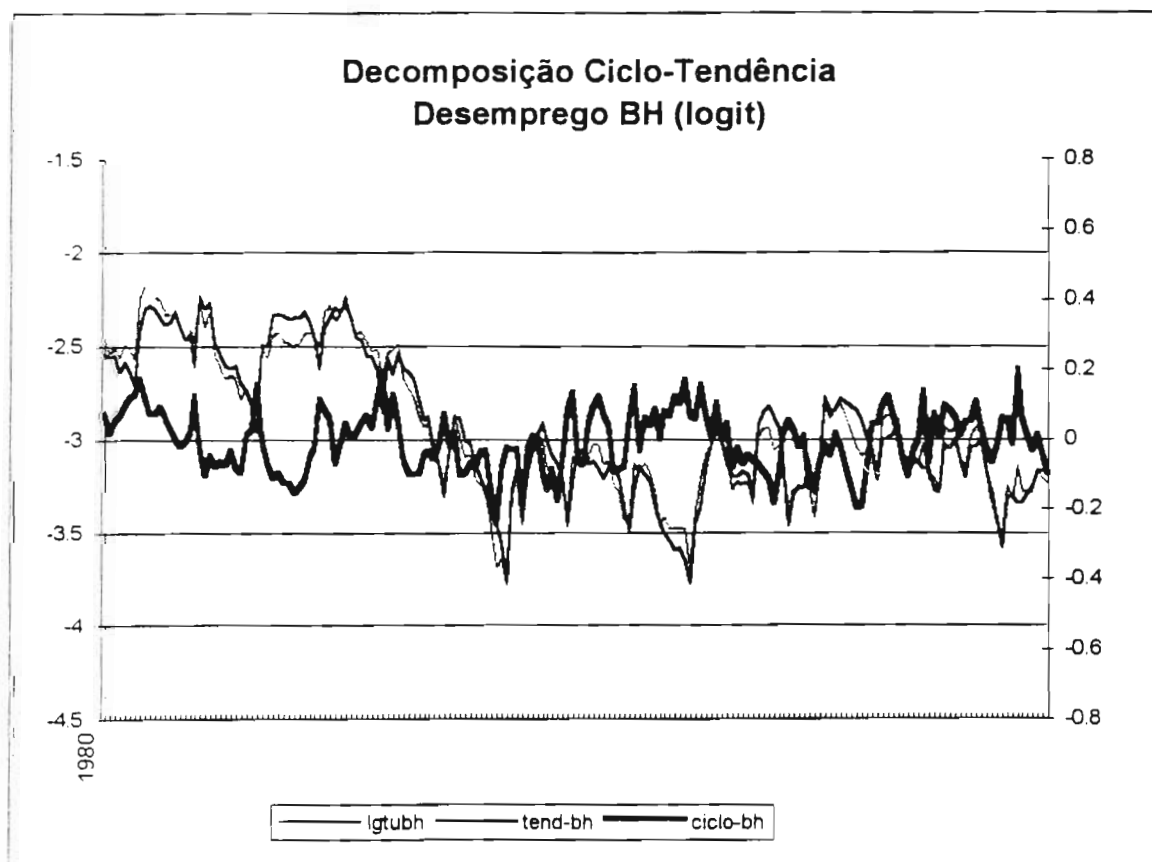
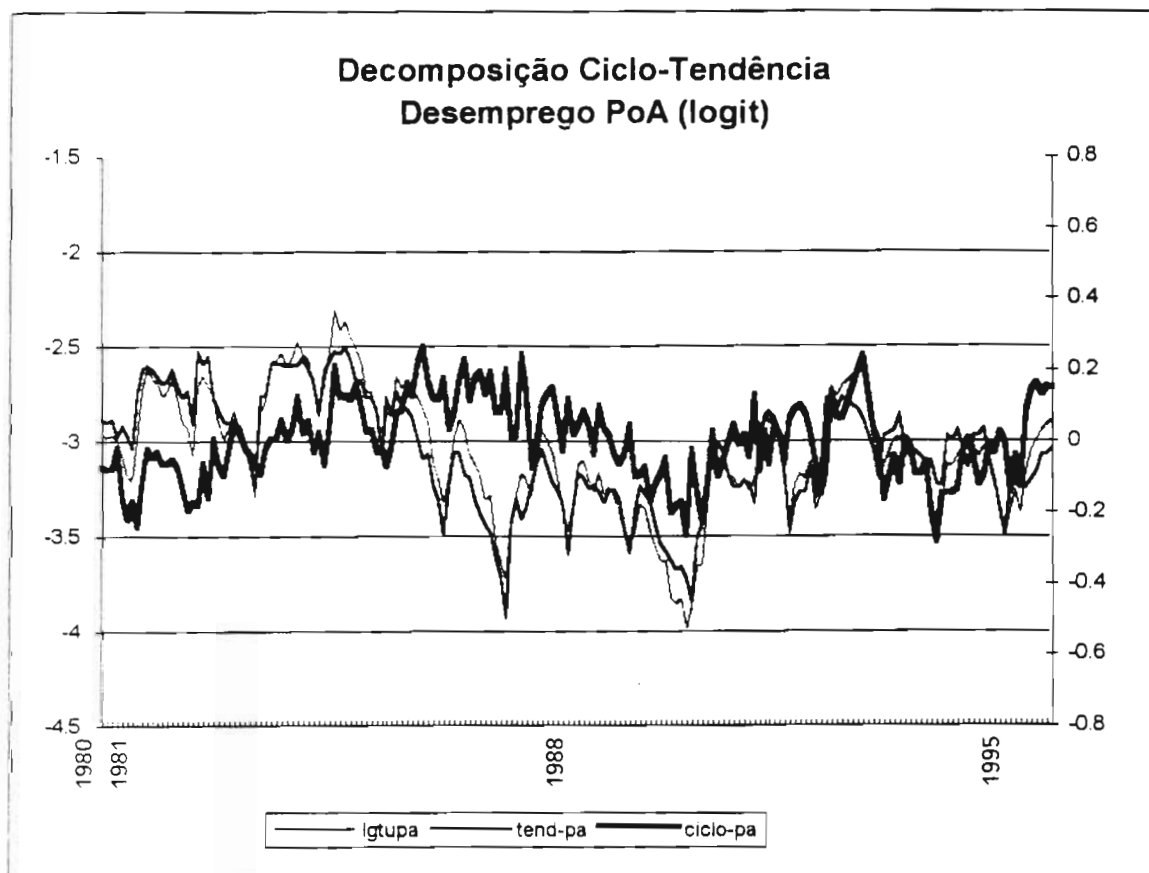
Gráfico 8











## Textos para Discussão

- 0344- BEVILAQUA, A. S. Dual resource transfers and the secondary market price of developing countries' external debt. dez. 1995. 26p.
- 0345 - TERRA, M. C. T. The Brazilian debt renegotiation : a cure for overhang? dez. 1995. 16p.
- 0346 -BEVILAQUA , A. S. Dual resource transfers and interruptions in external debt service. dez. 1995 35p.
- 0347 - GONZAGA, G. ; SCANDIUZZI, J.C. "How does government wage policy affect wage bargaining in Brazil? " dez. 1995. 19p.
- 0348 - GONZAGA, G. "Educação, investimentos externos e crescimento economico: evidências empiricas" dez. 1995. 23p.
- 0349 - PERRON, P.; CATI, R. C.; GARCIA, M. G. P. Unit roots in the presence of abrupt governmental interventions with an application to Brazilian to Brazilian data. dez. 1995. 23p.
- 0350 - BONOMO, M. ; GARCIA, R. Infrequent information, optimal time and state dependent rules, and aggregate effects. dez. 1995. 41p.
- 0351 - CARNEIRO, D.D. Política monetária e a remonetização Pós Real. dez. 1995 24p.
- 0352 - BEVILAQUA , A. S. Public external debt and dual resource transfers. fev. 1996
- 0353 - AMADEO, E. J. ; PERÓ, V. Adjustment , stabilization and the structure of employment in Brazil. mar. 1996. 38p.
- 0354 - FRANCO, G. B. F. The Real Plan. abr. 1996. 16p.
- 0355 - GONZAGA, G. Rotatividade, qualidade do emprego e distribuição de renda no Brasil. abr. 1996. 26p.
- 0356 - AMADEO, E. J. ; SOARES, R. R. Quebra estrutural da relação entre produção e emprego na indústria brasileira. jul. 1996. 15p.
- 0357 - GARCIA, M. G. P. ; BARCINSKI, A. Capital flows to Brazil in the nineties: Macroeconomic aspects and the effectiveness of capital controls. jul. 1996. 30p.
- 0358 - AMADEO, E. J. Rentabilidade do setor tradable e geração de empregos. ago. 1996. 18p.
- 0359 - ALMEIDA, H. ; BONOMO, M. Optimal state-dependent rules, credibility and the cost of disinflation. set. 1996. 45p.
- 0360 - GARCIA, M. P. G. ; REZENDE, L. B. Leilões de títulos da dívida pública pelo Banco Central do Brasil: um estudo dos fatores condicionantes da dispersão das propostas para os BBCs. out. 1996
- 0361 - AMADEO, E.J. The knife's edge of exchange rate based stabilization . Impacts on growth, employment and wages. nov. 1996. 30p.
- 0362 - GONZAGA, G. The effects of openness on industrial employment in Brazil. nov. 1996, 23p.
- 0363 - ABREU, M. P. BEVILAQUA, A. Brazil as an export economy, 1880-1930. dez. 1996, 27p.