

Reis, Maurício Cortez; Gonzaga, Gustavo

Working Paper

Desemprego e deslocamentos setoriais da demanda por trabalho no Brasil

Texto para discussão, No. 427

Provided in Cooperation with:

Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro

Suggested Citation: Reis, Maurício Cortez; Gonzaga, Gustavo (2000) : Desemprego e deslocamentos setoriais da demanda por trabalho no Brasil, Texto para discussão, No. 427, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), Departamento de Economia, Rio de Janeiro

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/186671>

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
Nº. 427

DESEMPREGO E DESLOCAMENTOS SETORIAIS DA
DEMANDA POR TRABALHO NO BRASIL

MAURÍCIO CORTEZ REIS
GUSTAVO GONZAGA

ABRIL 2000

Desemprego e deslocamentos setoriais da demanda por trabalho no Brasil*

Maurício Cortez Reis
Gustavo Gonzaga
Departamento de Economia, PUC-Rio

1 - Introdução

Uma das características mais marcantes da evolução do mercado de trabalho no Brasil na década de 80 foi o aumento da dispersão setorial do emprego. Não apenas houve um aguçamento das tendências de aumento relativo do setor de serviços e de redução relativa do setor industrial na composição do emprego, como este processo ocorreu de forma não muito suave. O novo ambiente macroeconômico, de maior abertura comercial, menor aporte de recursos públicos e maior estabilidade de preços após o Plano Real, se refletiu em uma transformação dos padrões de competitividade aos quais as empresas brasileiras estavam acostumadas, exigindo fortes ajustes dos seus métodos de produção. A resposta de várias empresas a este novo ambiente tem sido a adoção crescente de tecnologias organizacionais poupadoras de custos e baseadas em mão-de-obra menos rígida (via informalidade e terceirização, por exemplo), cujos impactos sobre o nível e a qualidade do emprego têm sido bastante significativos.

Na verdade, a demanda por trabalho dos diversos setores de qualquer economia sofre freqüentes alterações em consequência de choques tecnológicos, de preferências ou sobre os preços dos insumos, que atingem os setores de forma diferenciada, e cujos impactos sobre o mercado de trabalho merecem uma atenção especial. Em geral, deslocamentos das curvas de demanda por trabalho setoriais provocam um aumento relativo da demanda por trabalho nos setores favorecidos por esses choques e uma redução relativa da demanda por trabalho nos setores negativamente afetados. As características do mercado de trabalho podem fazer com que choques puramente setoriais, que se cancelem no agregado, tenham consequências diretas sobre a taxa de desemprego agregada, independentemente, portanto, do ciclo econômico.

Alguns economistas argumentam que a realocação não instantânea de trabalho entre os setores pode provocar flutuações significativas da taxa de desemprego em consequência dos choques setoriais. A razão da demora no ajuste do emprego pode estar relacionada, por exemplo, à existência de capital humano específico, que faz com que os trabalhadores que estão se deslocando de um setor para outro demorem um determinado tempo para aprender a nova atividade (ver Lilien, 1982). Com isso, os trabalhadores em trânsito, entre um setor e outro, experimentam um período de desemprego, mesmo com flexibilidade de salário. Note que, na existência de rigidez salarial, os efeitos sobre o nível e a persistência da taxa de desemprego dos choques setoriais são amplificados.

* Esse artigo se baseou nos principais resultados da dissertação de mestrado de Reis (1999). Os autores agradecem a José Márcio Camargo e Lauro Ramos pelos comentários e sugestões, e ao CNPq pelo apoio financeiro. Obviamente, os erros remanescentes são de nossa inteira responsabilidade.

Desta forma, independentemente da motivação teórica, a questão que se coloca é empírica, qual seja, a análise da importância dos choques setoriais para explicar a evolução do desemprego.

A hipótese de que deslocamentos de trabalhadores entre os setores da economia são capazes de afetar o desemprego agregado surgiu a partir do trabalho de Lucas e Prescott (1974), que desenvolveram sua análise através de uma economia formada por um grande número de mercados separados entre si, chamados de ilhas, em que cada mercado opera competitivamente e o trabalho é o único fator de produção. A demanda pelo produto em cada mercado se desloca estocasticamente em virtude de choques independentes entre os mercados, de tal forma que a demanda agregada é constante, mas autocorrelacionados dentro de um mesmo mercado. O trabalho é alocado competitivamente entre as firmas, que igualam salário à produtividade marginal e cada trabalhador pode optar entre trabalhar ao salário competitivo do seu próprio mercado ou não trabalhar e entrar em um “pool” de desempregados que será alocado entre os mercados no período seguinte. Dessa forma, haverá uma taxa de desemprego natural constante gerada pelos trabalhadores em trânsito, entre um setor e outro.

Os primeiros resultados empíricos da hipótese de deslocamentos setoriais foram obtidos por Lilien (1982), mostrando que, ao contrário do que acontece no modelo de Lucas e Prescott (1974), a taxa natural de desemprego varia ao longo do tempo em consequência da intensidade dos deslocamentos de trabalhadores entre os setores também variar no tempo. Lilien (1982) concluiu que há uma correlação positiva entre esses deslocamentos e a taxa de desemprego e que os choques realocativos foram responsáveis por mais de 50% da variância do desemprego após a segunda guerra mundial nos Estados Unidos.

O objetivo desse trabalho é testar se choques setoriais tiveram efeitos importantes sobre a taxa de desemprego no Brasil durante o período analisado, que vai de 1983 a 1997. Durante esse período, a economia brasileira passou por alterações importantes, principalmente a partir dos anos noventa, gerando intensa realocação de trabalhadores entre os setores da economia. Os efeitos das transformações da economia brasileira a partir dos anos noventa sobre o mercado de trabalho são analisados por Barros et al. (1997) e por Camargo et al. (1999), onde se mostra que ocorreu uma mudança na estrutura da demanda por trabalho, com a queda do emprego industrial e o aumento do emprego nos setores de serviços e comércio, ao mesmo tempo em que ocorreram também ganhos de produtividade e melhorias na qualificação dos trabalhadores. Pretende-se nesse artigo, portanto, investigar em que medida tais modificações foram capazes de afetar a taxa de desemprego agregada.

Para captar os choques setoriais, são construídas duas medidas de dispersão: o índice de dispersão do emprego em 27 setores da economia e o índice de dispersão dos retornos das ações negociadas nas bolsas de valores do Rio de Janeiro e de São Paulo de 15 setores.

Os resultados empíricos, obtidos através de estimações de modelos VAR (Vetores Autorregressivos), mostram que durante os períodos de grandes modificações estruturais e intenso deslocamento de trabalhadores entre os setores da economia, ocorreu um aumento do desemprego que pode ser atribuído em parte ao ajustamento lento do mercado de trabalho às mudanças na estrutura da demanda por trabalho.

O artigo está organizado da seguinte forma. A seção 2 descreve as alterações ocorridas na estrutura da economia brasileira nas duas últimas décadas, através da

análise dos dados de emprego setorial e a seção 3 mostra como são construídas as variáveis utilizadas como “proxy” para os choques realocativos e descreve as relações entre os choques setoriais e os choques agregados. A seção 4 faz uma análise univariada das séries utilizadas nas estimações e na seção 5 são estimados modelos VAR (Vetores autorregressivos). A seção 6 apresenta as conclusões do trabalho.

2 – Mudanças na estrutura do emprego setorial

As alterações ocorridas na estrutura da economia brasileira durante as duas últimas décadas resultaram em modificações significativas na composição setorial do emprego. A tabela 1 mostra, com base nos dados da PME (Pesquisa Mensal de Emprego)¹ do IBGE de 27 setores da economia, as participações de cada setor em relação ao total, no que se refere ao número de empregados médio em 1983 e em 1997, e as taxas de crescimento do número de empregados entre 1983 e 1997. Os valores apresentados na tabela 1 correspondem às médias nos anos de 1983 e 1997 para evitar a influência de sazonalidade presente em alguns setores. A evolução do emprego em cada um dos setores é mostrada no apêndice A.

Como podemos observar na tabela 1, o emprego total cresceu 29,31% de 1983 a 1997, passando de 11.958.461 para 15.463.062. Os setores porém, apresentaram comportamentos muito diferentes. O setor de serviços técnicos e profissionais, por exemplo, apresentou um crescimento de 113,05%, enquanto a agricultura teve uma queda de 33,76% e as indústrias mecânica e de minerais não metálicos tiveram reduções no número de empregados de 30,00% e 28,04%, respectivamente. Dos 27 setores, 10 cresceram acima da média e 8 apresentaram reduções do número de empregados em relação ao início do período, em termos absolutos. O setor de comércio é o que emprega o maior número de trabalhadores no período final, seguido do setor de Limpeza e conservação, e um dos que mais cresceu, passando de 1.565.305 empregados para 2.267.353, ou seja, um crescimento de 44,85%.

Tabela 1
Comportamento do emprego setorial de 1983 a 1997

| Setores | Proporção em 1983 | Proporção em 1997 | Taxa de Crescimento |
|--------------------------|----------------------|----------------------|------------------------|
| Administração | 2,89% | 3,67% | 64,43% |
| Agricultura | 2,03% | 1,04% | -33,76% |
| Ind. de Alimentos | 2,51% | 2,51% | 29,46% |
| Comércio | 13,09% | 14,66% | 44,85% |
| Construção civil | 8,49% | 7,45% | 13,49% |
| Ind. Editorial | 1,06% | 1,04% | 27,06% |
| Ind. Elétrica | 1,21% | 0,72% | -23,07% |
| Inst. Financeiras | 4,02% | 2,32% | -25,41% |
| Governo | 6,51% | 5,62% | 11,77% |
| Hospedagem e Alimentação | 3,50% | 4,77% | 76,36% |
| Limpeza e conservação | 13,32% | 12,16% | 18,08% |
| Ind. Mecânica | 1,21% | 0,66% | -30,00% |
| Ind. Metalúrgica | 2,62% | 2,25% | 11,24% |

| | | | |
|--------------------------------|-------|--------|---------|
| Mobiliário | 0,82% | 0,78% | 22,61% |
| Mat. De transporte | 1,64% | 1,33% | 4,50% |
| Ind. Minerais não metálicos | 1,05% | 0,58% | -28,04% |
| Outros | 3,91% | 6,06% | 100,26% |
| Ind. Plástica | 0,55% | 0,51% | 21,19% |
| Ind. Química | 1,74% | 1,23% | -8,24% |
| Reparação e conservação | 2,60% | 3,07% | 52,77% |
| Saúde e Ensino | 9,39% | 11,29% | 55,48% |
| Serviços comunitários | 1,41% | 1,80% | 64,79% |
| Serviços de utilidade pública | 2,39% | 2,11% | 14,21% |
| Serv. Técnicos e profissionais | 2,24% | 3,69% | 113,05% |
| Ind. Têxtil | 4,06% | 2,76% | -12,06% |
| Serviços de Transporte | 4,60% | 5,14% | 44,46% |
| Material Vegetal | 1,14% | 0,75% | -14,90% |
| Total | - | - | 29,31% |

A indústria, em geral, teve uma redução no número de empregados enquanto os setores de serviços e comércio se expandiram. Dos nove setores que ampliaram sua proporção em relação ao total durante esse período, oito podem ser agregados em serviços e comércio².

As flutuações do emprego nos setores industriais foram muito mais intensas do que no comércio e nos setores de serviços. Um comportamento que se verifica em vários setores da indústria é o crescimento nos primeiros períodos, até uma queda bastante forte a partir de 1990, enquanto o comércio e os serviços mostraram, em geral, poucas flutuações em torno de uma tendência de aumento para todo o período.

Alguns setores apresentam uma tendência praticamente inalterada de crescimento ao longo de todo o período como o comércio, a administração e o setor de saúde e educação. Esse fato entretanto, não é comum a todos os setores ligados ao comércio e serviços, pois o setor financeiro, por exemplo, apresentou redução no número de empregados e o setor de limpeza e conservação deu um grande impulso a partir de noventa após um período de queda nos anos oitenta. Esse aumento coincidiu justamente com o período em que a queda do emprego industrial foi mais forte.

O índice de turbulência é usado para medir como variou a estrutura do emprego entre dois instantes de tempo, sendo definido como:

$$T = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^m |p_{j1} - p_{j0}| \quad (1)$$

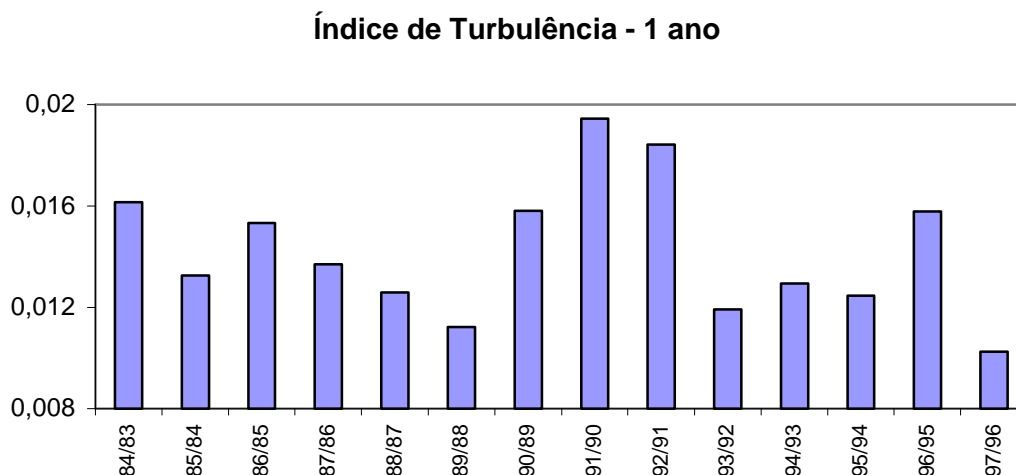
Onde m representa o número de setores e p_{jt} a proporção de empregados no setor j no período t.

A figura 1 mostra os valores obtidos do índice de turbulência de um ano em relação ao ano anterior, para os 27 setores apresentados na tabela 1. O índice utiliza a média aritmética do emprego por setor em cada ano.

O índice de turbulência apresenta uma redução gradual durante a década de oitenta, ou seja, as mudanças estruturais de cada ano em relação ao ano anterior se tornam cada vez menores. No início da década de noventa essa tendência é revertida, pois com a comparação de 1990 com 1989 há um grande aumento no índice, que se torna ainda maior para o ano seguinte, quando o seu valor máximo é alcançado. Após

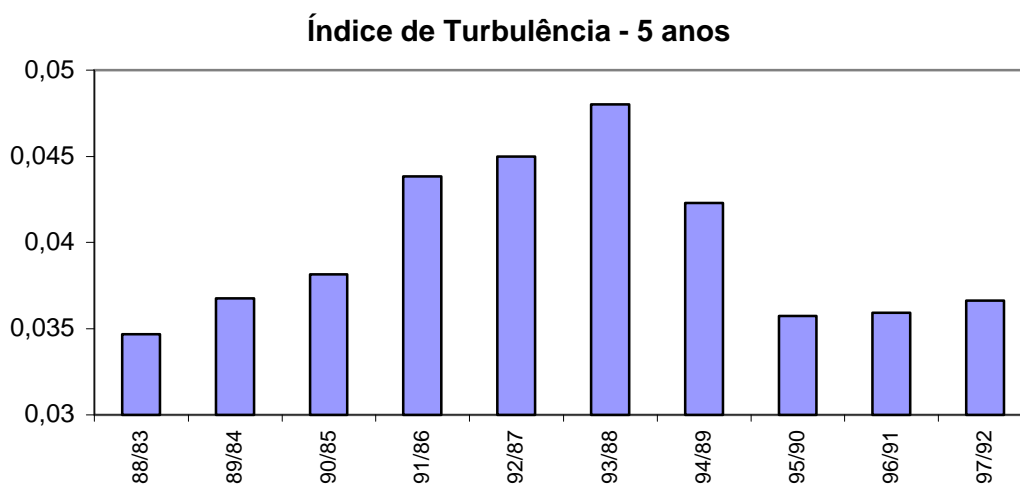
1993 as transformações estruturais ocorrem num ritmo menor, exceto quando 1996 é comparado a 1995.³

Figura 1



Utilizando um intervalo de tempo maior, de cinco anos, obtemos os resultados mostrados na figura 2, onde pode-se perceber um aumento contínuo do índice de turbulência até alcançar o seu valor máximo quando 1993 é comparado a 1988. Há um aumento mais pronunciado no início dos anos noventa, ou seja, quando a década de noventa é comparada a década de oitenta a série atinge os seus valores mais elevados. Esse fato se verifica também nos índices de dispersão, como mostra a seção 3.

Figura 2



3 – Choques setoriais e choques agregados

Esta seção mostra como são construídas as variáveis para captar os efeitos de choques setoriais realocativos e analisa as relações entre o desemprego e os choques agregados. Lilien utilizou a primeira diferença do logaritmo do emprego em 11 setores industriais americanos para construir o índice de dispersão⁴. Os artigos mais recentes (Loungani e Trehan (1997), Loungani, Rush e Tave (1990) e Brainard e Cutler (1993)) utilizam, ao invés do emprego setorial, medidas de dispersão construídas a partir dos preços das ações negociadas nas bolsas de valores, de forma a obter uma medida de dispersão setorial mais exógena. As subseções 3.1 e 3.2 mostram a metodologia empregada na construção de cada um desses índices e a seção 3.3 mostra como os choques de demanda agregada são tratados nas estimações.

3.1 – O índice de dispersão do emprego setorial.

A primeira medida para captar a incidência dos choques setoriais ao longo do tempo é construída com base no número de empregados nos 27 setores da economia apresentados na tabela 1.

O índice de dispersão (mostrado na figura 3) é calculado a partir da média trimestral do número de empregados em cada um dos setores da economia. Esse índice, representado por SPD_t , é calculado de maneira semelhante a que Loungani, Rush e Tave (1990) e Loungani e Trehan (1997) empregam com os preços das ações, utilizando as taxas de crescimento do número de empregados de um trimestre em relação ao trimestre anterior e ponderado-as pela participação de cada setor em relação ao emprego total.

$$SPD_t = \sum_{i=1}^{27} c_{it-1} (g_{it} - g_t)^2 \quad (2)$$

Onde:

g_{it} = taxa de crescimento percentual do número de empregados no setor i no período t

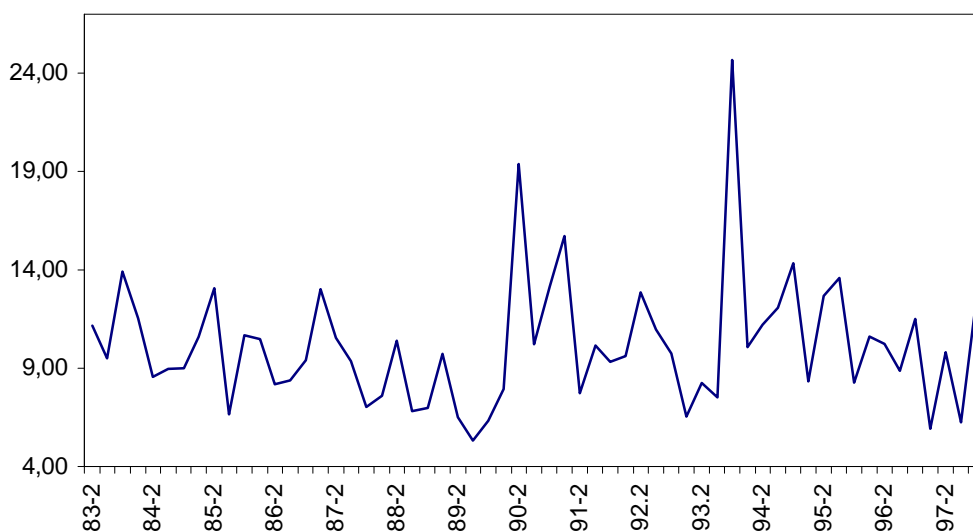
g_t = taxa de crescimento percentual do número total de empregados no período t

c_{it-1} = proporção de pessoas empregadas no setor i no período $t-1$ em relação ao número total de ocupados.

Como podemos observar pela figura 3, durante a década de oitenta os valores de SPD_t apresentam uma menor volatilidade em relação à década de noventa, período em que a série apresenta duas fases de grande elevação, uma no início da década e outra em 1993. A média de SPD_t para os anos oitenta é 9,48 e a variância 5,26, enquanto para os anos noventa a média é 10,62 e a variância 13,50. Para o período todo a média é 10,10 e a variância 9,90.

Figura 3

Índice de dispersão do emprego



O aumento no índice de dispersão a partir de 1990 está associado, principalmente, ao processo de abertura da economia. Embora iniciado em 1988, esse processo de abertura foi aprofundado em 1990 durante o Governo Collor com a eliminação de restrições não-tarifárias, a manutenção da redução gradual das alíquotas de importação e a eliminação da maioria dos regimes especiais de importação como descrevem Azevedo e Portugal (1998).

As transformações na estrutura do mercado de trabalho com a abertura comercial são analisadas por Barros et al.(1996), onde é destacado que juntamente com o processo de abertura, ocorreram inovações tecnológicas, provocando um processo de reestruturação na economia, além de mudanças institucionais e a concorrência de produtos importados.

Com a abertura comercial, alguns setores foram fortemente atingidos. A indústria elétrica, as indústrias mecânica, metalúrgica e química, assim como as indústrias têxtil e de materiais plásticos apresentam uma mudança na tendência a partir de noventa, com uma forte redução do número de empregados. O setor financeiro, que já vinha num processo de diminuição do número de empregados desde 85, acentuou essa tendência a partir de 90.

O índice de dispersão (SPD) volta a um nível próximo ao apresentado no final da década de oitenta no início de 1993, quando ocorre um novo aumento na série, o que também está relacionado à aceleração do programa de redução tarifária.

Alguns setores, por outro lado, apresentam uma tendência praticamente inalterada de crescimento ao longo de todo o período como o comércio, a administração e o setor de saúde e educação. Esse fato entretanto, não é comum a todos os setores ligados ao comércio e serviços: o setor financeiro, por exemplo, apresentou redução no número de empregados e o setor de limpeza e conservação deu um grande impulso a

partir de noventa após um período de queda nos anos oitenta. Esse aumento coincidiu justamente com o período em que a queda do emprego industrial foi mais forte.

De uma forma geral, vários setores apresentaram uma mudança de tendência em 1990 com a diminuição do emprego industrial e o aumento do emprego nos setores de serviços e comércio.

3.2 – O índice de dispersão dos retornos das ações

De acordo com Black (1987), os preços das ações são um indicador melhor de choques exógenos sobre os setores, se nos basearmos na premissa de que os mercados são eficientes e os preços das ações refletem as expectativas dos agentes de realizações futuras. Além disso, o índice construído dessa forma estaria captando principalmente os choques permanentes, e são esses choques que motivam os deslocamentos de trabalhadores entre os setores.

Este índice de dispersão, chamado abaixo como SAC, é construído utilizando os preços diários de 94 ações negociadas nas bolsas de valores do Rio de Janeiro e de São Paulo de abril de 1986 a dezembro de 1997, corrigidos para o pagamento de proventos, o que evita distorções provocadas pela emissão de novas ações ou pelo pagamento de dividendos. Esses preços das ações foram obtidos no banco de dados da ECONOMÁTICA.

A construção do índice é precedida da composição dos retornos das ações por setor, de acordo com as etapas descritas a seguir. Primeiro são calculados os preços médios das ações em cada mês. Esses valores são então deflacionados pelo IGP-DI calculado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV), que é uma medida centrada no dia 15 de cada mês, da mesma forma que os preços mensais das ações. Através dos preços reais mensais são calculadas as médias aritméticas trimestrais (P_t) e posteriormente, os retornos trimestrais ($R_t = [P_t - P_{t-1}] / P_{t-1}$). As ações são então agrupadas em 15 setores e a proporção de empregados de cada setor em relação ao total dos 15 setores incluídos é utilizada como ponderação.⁶

O índice (mostrado na figura 4) é calculado seguindo exatamente os procedimentos utilizados por Brainard e Cutler (1993) :

$$SAC_t = \sum_{i=1}^{15} c_{it} (e_{it} - e_t)^2 \quad (3)$$

Onde c_{it} é a proporção de empregados no setor i no período t e e_{it} é obtido a partir da regressão abaixo:

$$R_{it} = a_i + b_i R_{mt} + e_{it} \quad (4)$$

Onde :

R_{it} = retorno do setor i em t

R_{mt} = retorno do IBOVESPA em t

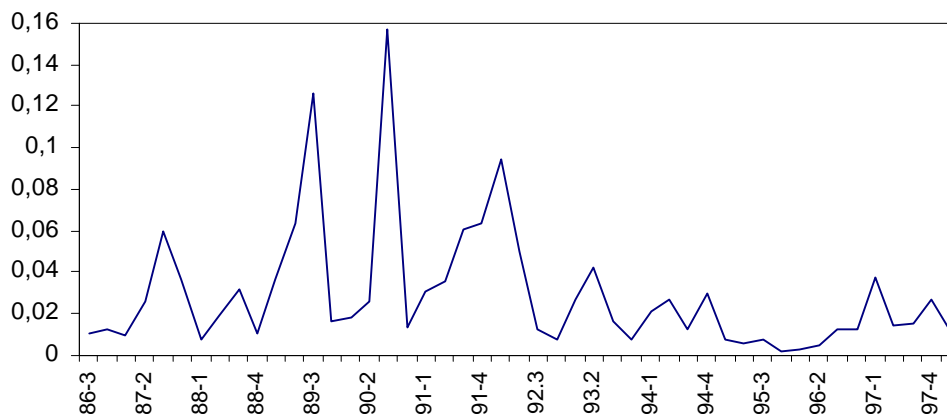
Através da fórmula abaixo é obtido e_{it} :

$$e_{it} = a_i + e_{it} \quad (5)$$

Onde e_t , na equação (3) é a média de e_{it} .

Figura 4

Índice de dispersão com retornos das ações



Os índices de dispersão (SPD e SAC) apresentam em comum os valores mais elevados no princípio da década de noventa, embora o segundo índice (SAC) se eleve bastante também em 1989. O segundo grande aumento no primeiro índice em 1993 é bem mais modesto no caso do índice com ações, ou ocorre de forma antecipada, pois há um pico na série SAC em 1992. A partir de 1994 as duas séries não apresentam grandes movimentos como os citados anteriormente, embora o índice com o número de empregados possua uma volatilidade maior.

Algumas observações devem ser feitas com relação ao índice obtido através dos preços das ações. Em primeiro lugar, a representatividade da economia brasileira através das ações negociadas nas bolsas de valores é muito pequena, principalmente nos anos oitenta, e além disso, a afirmação de que os preços das ações refletem fatores puramente econômicos no caso brasileiro não parece muito convincente. O IBOVESPA, o índice da bolsa de valores de São Paulo, não é o indicador ideal de portfólio de mercado, pois reflete os preços de um número muito pequeno de ações, além da bolsa do Rio de Janeiro acumular a maior parte das operações durante a década de oitenta. Outro ponto que deve ser levado em consideração é o fato de que alguns setores são representados por um número muito pequeno de empresas, em alguns casos duas ou três.

O índice de dispersão das ações apresenta em comum com o índice de dispersão do emprego o fato de sofrer um grande impulso provocado pela abertura da economia a partir dos anos noventa. O que ocorre porém, é que alguns setores que dispensaram trabalhadores em 1990 apresentam valorizações bastante significativas nos valores reais das ações, como o setor financeiro e a indústria de materiais elétricos. Esse fato está ligado aos avanços tecnológicos e aos aumentos da produtividade advindos da abertura comercial.

3.3 – Desemprego e choques agregados

Ao se analisar os efeitos dos choques setoriais sobre o desemprego é importante que a análise seja conduzida controlando-se para os efeitos de choques agregados, ou

seja, deve-se distinguir entre os efeitos dos choques realocativos e dos choques de demanda agregada. Grande parte das flutuações da taxa de desemprego são atribuídas a movimentos dos ciclos econômicos e portanto, essa subseção têm como objetivo descrever brevemente como esse problema tem sido tratado na literatura de deslocamentos setoriais e que variável é usada nesse artigo para captar os efeitos dos choques agregados.

Abraham e Katz (1986) apresentaram críticas ao trabalho de Lilien (1982) sob a argumentação de que flutuações da demanda agregada seriam capazes de provocar variações na medida de dispersão, fazendo com que houvesse uma correlação positiva entre o desemprego e essa medida de dispersão. Em uma economia com dois setores em que o primeiro setor apresentasse uma tendência de crescimento maior que o segundo mas uma sensibilidade aos ciclos menor, aumentos da demanda agregada teriam o efeito de diminuir o índice de dispersão e reduções da demanda agregada fariam com que o índice de dispersão aumentasse. A queda da demanda agregada provocaria o aumento tanto do desemprego quanto do índice de dispersão. Com isso, a correlação positiva do índice de dispersão com a taxa de desemprego seria provocada, na verdade, pela endogeneidade do índice em relação a movimentos da demanda agregada.

As estimações de Lilien (1982), no entanto, foram realizadas incluindo uma medida de choques agregados, a medida de Barro para oferta de moeda não-antecipada (Barro 1977). O problema talvez seja o quanto essa medida é capaz de captar a totalidade dos choques agregados, que podem ser causados por variações nos gastos do governo e por avanços tecnológicos, por exemplo, e não apenas por fatores monetários. Brainard e Cutler (1993) utilizaram a taxa de crescimento da oferta de moeda e Loungani e Trehan (1997) os retornos reais do índice do mercado de ações S&P 500 nas suas estimações.

Para captar os efeitos de variações da demanda agregada sobre o desemprego é utilizado aqui o PIB trimestral real calculado pelo IBGE, mesmo sendo uma variável endógena afetada por variações da taxa de juros, dos gastos de governo, da oferta de moeda e por choques tecnológicos.

A taxa de desemprego utilizada é a taxa de desemprego aberto da PME (Pesquisa Mensal de Emprego) calculada pelo IBGE. As estimações são realizadas com dados trimestrais e, portanto, para a taxa mensal divulgada pelo IBGE, é calculada a média aritmética trimestral.

Portanto, o sistema utilizado para captar os efeitos dos choques setoriais sobre o desemprego será composto do PIB real, de uma medida de dispersão, de variáveis dummies sazonais, além da própria taxa de desemprego.

4 – Análise univariada das séries

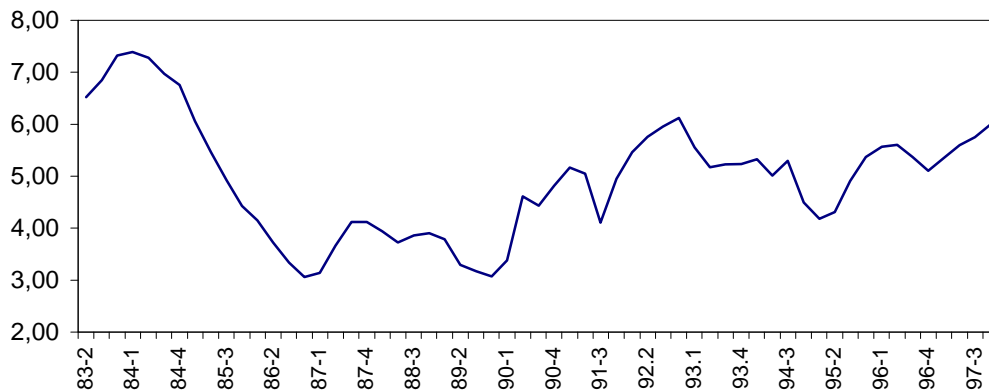
Esta seção faz, primeiramente, uma análise do comportamento do desemprego e do PIB ao longo das duas últimas décadas e a seguir, são realizados testes para a ordem de integração das variáveis utilizadas nas estimações.

A taxa de desemprego, dessazonalizada através do método X-11 multiplicativo, é mostrada na figura 5, onde nota-se que a série passa por diversos ciclos de 1983 a 1997. Há uma tendência de queda do primeiro trimestre de 84 ao último trimestre de 86, passando de 7,39% para 3,05%. Ocorre então, um pequeno aumento após 1987 e no

quarto trimestre de 1989 a taxa de desemprego retorna para 3,07%. A partir de 1990 há uma tendência de aumento do desemprego, que atinge 6,13% no quarto trimestre de 1992, quando inicia um novo período de queda até o primeiro trimestre de 1995, chegando a 4,18% e, a partir de então, a taxa de desemprego volta a crescer.

Figura 5

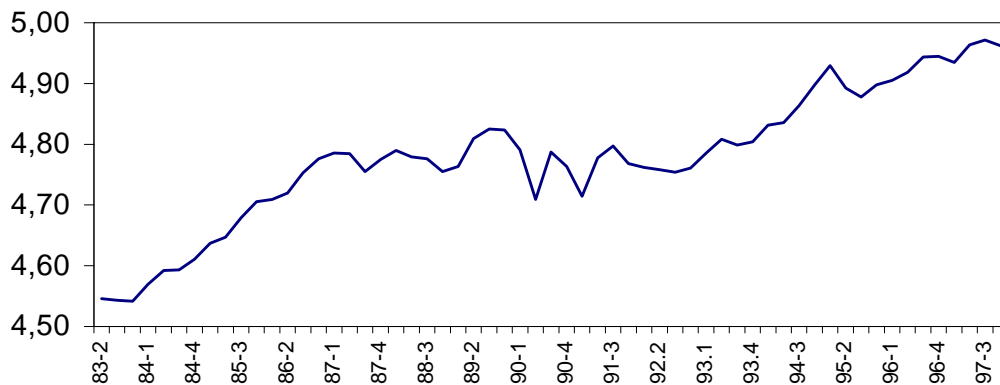
Taxa de desemprego - dados dessazonalizados



A figura 6 mostra o logaritmo natural do PIB real dessazonalizado, através do método X-11. Pela observação da figura, percebe-se que o PIB é claramente não-estacionário, como comprovado pelos testes de raiz unitária abaixo.

Figura 6

**Log do Produto Interno Bruto
dados dessazonalizado**



A tabela 2 apresenta os resultados dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado realizados nas séries de desemprego (U_t), no PIB em log (Y_t) e na sua primeira diferença (ΔY_t), e nas medidas de dispersão (SPD_t) e (SAC_t).

As séries de desemprego e PIB foram previamente dessazonalizadas através da regressão em variáveis dummies sazonais⁶. O número de lags foi selecionado através do critério de informação de Akaike para todas as séries exceto para a variável SAC, pois o critério de Akaike selecionou um número extremamente alto de lags, 20. O critério de seleção para esse caso foi a ausência de autocorrelação serial dos resíduos.

Os procedimentos utilizados nos testes são os propostos por Perron (1993). Os resultados mostram que os índices de dispersão são estacionários, enquanto o PIB é não estacionário e a sua primeira diferença estacionária. A taxa de desemprego teve a hipótese nula de que apresenta raiz unitária rejeitada ao nível de significância de 10% para um modelo sem tendência e sem constante.

Tabela 2
Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado

| Variáveis | Lags | τ_t | τ_μ | τ | ϕ_3 | ϕ_2 | ϕ_1 |
|------------|------|----------|------------|--------|----------|----------|----------|
| U | 0 | -1,91 | -1,90 | -1,91* | 3,16 | 2,14 | 1,85 |
| Y | 2 | -1,92 | -1,53 | -1,53 | 2,16 | 5,04** | 6,14** |
| ΔY | 1 | -8,91** | - | - | 39,80** | - | - |
| SPD | 0 | -7,57** | - | - | 28,74** | - | - |
| SAC | 0 | -7,99** | - | - | 32,02** | - | - |

* A hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 10%

** A hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 5%

As estatísticas τ_t , τ_μ , τ correspondem respectivamente, à presença de uma tendência e a constante, da constante e de nenhuma variável determinista no modelo. As estatísticas ϕ_3 , ϕ_2 , ϕ_1 correspondem aos teste de presença da tendência, da tendência e da constante e da constante no modelo.⁷

5 – Estimções dos modelos VAR

Nesta seção, os efeitos dos choques setoriais e agregados sobre o desemprego são estimados através de modelos vetoriais autorregressivos (VAR), como em Loungani e Trehan (1997), para captar as relações dinâmicas entre as variáveis. A seção 5.1 mostra como a ordem do VAR(p) foi escolhida e como o modelo foi identificado; a seção 5.2 apresenta os resultados das estimções com o índice de dispersão do emprego setorial; e a seção seguinte mostra os resultados com o índice de dispersão dos retornos das ações.

5.1 – Seleção e Identificação do modelo estrutural com o índice de dispersão do emprego.

Seja $A(L)$ um polinômio com ordem P , tal que $A(L) = A_0 - A_1L - A_2L^2 - \dots - A_pL^p$. Então, um VAR (p) na forma estrutural pode ser escrito como:

$$A_0X_t = A_1X_{t-1} + A_2X_{t-2} + \dots + A_pX_{t-p} + e_t \quad (6)$$

Pré-multiplicando a equação acima por A_0^{-1} , temos o VAR na forma reduzida:

$$X_t = B_1X_{t-1} + B_2X_{t-2} + \dots + B_pX_{t-p} + v_t \quad (7)$$

onde:

$$B_i = A_0^{-1}A_i$$

$$v_t = A_0^{-1}e_t$$

$$\text{var}(v_t) = A_0^{-1}\Sigma(A_0^{-1})'$$

v_t deve ser não-correlacionado serialmente

O vetor X_t do VAR(p), nesse caso, é o seguinte :

$$X_t = [\text{SPD}_t, \Delta Y_t, U_t]'$$

O vetor de e_t será igual a :

$$e_t = [e_{st}, e_{yt}, e_{ut}]'$$

onde e_{st}, e_{yt}, e_{ut} são os choques correspondentes às variáveis SPD/SAC, ΔY e U respectivamente.

Algumas variáveis deterministas são incluídas, como dummies sazonais, uma variável dummy para 1990:1-1990:2, para controlar os efeitos das variações ocorridas no início da década de noventa, e uma tendência a partir de 1995. A dummy para 1990:1-1990:2 se mostrou significativa para todas as variáveis individualmente e evita oscilações muito bruscas dos resultados do VAR para esse período. Além disso, o teste de Lutkepohl (1991), na tabela 3, mostra a ocorrência de uma quebra estrutural em 1990:2. A tendência a partir de 1995 se justifica pelo aumento ocorrido na taxa de desemprego que não está diretamente associado às variações no PIB e na medida de dispersão.

Tabela 3

| Teste de instabilidade dos parâmetros para o caso multivariado | | |
|--|---------------|----------|
| Período | Horizonte (H) | τ_h |
| 1990:1 | 1 | 0,95 |
| 1990:2 | 2 | 20,93 |

A hipótese nula é rejeitada para $h = 2$

As variáveis deterministas são estimadas juntamente com o modelo completo, conforme proposto por Giannini (1997), que considera essa alternativa superior ao método alternativo de primeiramente regredir as séries em dummies e/ou tendências para eliminar os “outliers” e só então estimar o VAR, com as variáveis transformadas. A estimação do sistema todo de uma só vez evita o problema de “periodicidade espúria” (Nelson e Kang 1981) que consiste no fato da transformação prévia das variáveis estar impondo uma característica que a série original não possui.

O número de defasagens do VAR é selecionado através dos critérios de informação desenvolvidos por Akaike (AIC), Akaike e Schwarz (SBC) e por Hannan e Quinn (HQ) para o caso multivariado⁸. Essa escolha está sujeita ao fato dos resíduos da estimação não apresentarem autocorrelação serial. O apêndice B mostra os resultados dos critérios de seleção do modelo e os testes de Portmanteau para autocorrelação serial dos resíduos.

Todos os critérios de informação selecionaram apenas 1 lag. Entretanto, os testes de Portmanteau indicam que os resíduos da regressão de ΔY nas demais variáveis apresentam autocorrelação serial e, portanto, o VAR(1) é descartado. O VAR(2) é o modelo selecionado, pois nenhuma estatística Q se mostrou significativa ao nível de 10%.

Uma questão fundamental é a que se refere à forma de identificação do modelo, ou seja, que restrições devem ser impostas a matriz A_0 ⁹. Como o modelo possui três variáveis, pelo menos três restrições devem ser impostas à matriz A_0 . Os resultados do VAR são sensíveis à forma de identificação e por isso, é importante que as restrições façam sentido econômico.

Duas restrições diretas são as que dizem que choques no desemprego não afetam contemporaneamente as outras duas variáveis. A relação entre o desemprego e o produto tem sido tratada sempre nesse sentido, dos choques em e_{yt} afetarem U_t no período t , mas os choques em e_{ut} não afetarem contemporaneamente ΔY_t (Sims, 1986 e Bernanke, 1986).

Dois modelos são estimados, um com o índice de dispersão endógeno em relação ao PIB e o outro com os choques na medida de dispersão afetando contemporaneamente o produto. Nos dois casos temos uma decomposição de Choleski, ou seja, a matriz A_0 é triangular inferior com 1's na diagonal principal. Isso ocorre não por simplicidade mas pela pouca liberdade oferecida pelo modelo com três variáveis.

Um modelo sobre-identificado, em que os choques em e_{spd} não têm efeito contemporâneo sobre ΔY , assim como os choques em e_y não têm efeito contemporâneo sobre SPD, também é estimado. O modelo sobre-identificado é o seguinte:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= e_{yt} \\ SPD_t &= e_{spdt} \\ U_t &= b_1 \Delta Y_t + b_2 SPD_t + e_{ut} \end{aligned} \quad (8)$$

A matriz A_0^{-1} nesse caso é definida como:

$$A_0^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}$$

5.2 – Resultados para o índice de dispersão do emprego.

A tabela 4 apresenta os resultados das estimações, com a decomposição de Choleski, para as duas formas de identificação no que se refere à ordem das variáveis SPD e ΔY no VAR. A ordem com que as variáveis aparecem na tabela indica a ordem das variáveis da mais exógena para a mais endógena.

A importância do índice de dispersão para explicar a variância do desemprego apresenta valores entre 9% e 20%, com um horizonte de previsão de 30 períodos, dependendo da endogeneidade ou não da medida de dispersão em relação a ΔY na estimação do VAR. No curto prazo, esses valores são mais baixos, aumentando bastante à medida que o horizonte de previsão é estendido. Os choques agregados são responsáveis por uma parcela entre 26% e 36% da variância do desemprego no longo prazo. Ao contrário do índice de dispersão, os choques de demanda agregada são mais importantes no curto do que no longo prazo.

Um resultado importante é que mais da metade das flutuações do desemprego são causadas por outros fatores que não estão ligados diretamente às variações do PIB e do índice de dispersão.

A exogeneidade do índice de dispersão é evidenciada pela parcela extremamente elevada da decomposição da variância dessa variável provocada por choques em e_{spd} , ou seja, os choques nas demais variáveis apresentam uma importância muito pequena para as flutuações da medida de dispersão. Mesmo quando o VAR é estimado com a decomposição de Choleski, onde a ordem das variáveis, da mais exógena para a mais endógena é ΔY , SPD e U, os choques em e_{spd} são responsáveis por 86% da variância de SPD. Os choques na demanda agregada são responsáveis por apenas 10% das variações no índice de dispersão, contradizendo os argumentos de Abraham e Katz (1986) de que o índice de dispersão seria endógeno em relação a movimentos da demanda agregada. O mesmo resultado é observado no caso de ΔY , que apresenta uma parcela extremamente baixa da sua variância que é explicada por choques nas demais variáveis.

Tabela 4

| Decomposição da variância com decomposição de Choleski | | | | | | | | | |
|--|--|------------|------|--|------------|------|---|------------|-------|
| | Decomposição da variância de ΔY 83:2-97:4 | | | Decomposição da variância de SPD 83:2-97:4 | | | Decomposição da variância de U 83:2-97:4 | | |
| | ΔY | SPD | U | ΔY | SPD | U | ΔY | SPD | U |
| 1 | 100 | 0 | 0 | 7,62 | 92,38 | 0 | 41,44 | 0,24 | 58,32 |
| 2 | 95,16 | 1,20 | 3,64 | 9,76 | 89,67 | 0,57 | 45,67 | 2,22 | 52,11 |
| 4 | 92,13 | 2,77 | 5,10 | 10,74 | 88,38 | 0,88 | 39,40 | 5,89 | 54,71 |
| 12 | 91,36 | 3,25 | 5,39 | 11,73 | 86,86 | 1,41 | 37,82 | 9,02 | 53,16 |
| 20 | 91,28 | 3,27 | 5,46 | 11,89 | 86,35 | 1,77 | 37,58 | 9,38 | 53,04 |
| 30 | 91,26 | 3,27 | 5,47 | 11,90 | 86,31 | 1,79 | 35,53 | 9,45 | 53,02 |
| Decomposição da variância com decomposição de Choleski | | | | | | | | | |
| | Decomposição da variância de SPD 83:2-97:4 | | | Decomposição da variância de ΔY 83:2-97:4 | | | Decomposição da variância de U 83:2-97:4 | | |
| | SPD | ΔY | U | SPD | ΔY | U | SPD | ΔY | U |
| 1 | 100 | 0 | 0 | 7,62 | 92,38 | 0 | 5,06 | 36,62 | 58,32 |
| 2 | 97,58 | 1,85 | 0,57 | 9,56 | 86,80 | 3,64 | 10,40 | 37,50 | 52,11 |
| 4 | 94,86 | 4,25 | 0,88 | 7,64 | 87,27 | 5,10 | 15,35 | 29,94 | 54,71 |
| 12 | 93,12 | 5,25 | 1,63 | 7,72 | 86,89 | 5,39 | 20,10 | 26,74 | 53,16 |
| 20 | 92,95 | 5,29 | 1,77 | 7,75 | 86,79 | 5,76 | 20,62 | 26,34 | 53,04 |
| 30 | 92,91 | 5,30 | 1,79 | 7,76 | 86,77 | 5,47 | 20,72 | 26,26 | 53,02 |

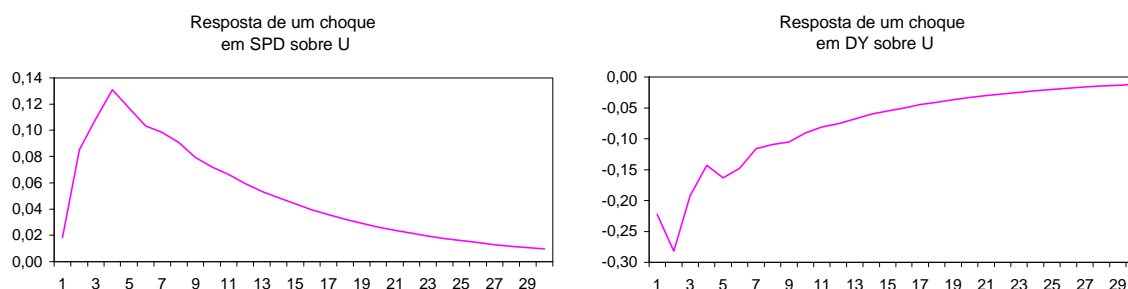
Os resultados para o modelo sobre-identificado são mostrados na tabela 5 onde o valor da decomposição da variância do desemprego provocada por choques realocativos é de 11,16%, no longo prazo. As flutuações na medida de dispersão são provocadas, quase que integralmente por choques em e_{spd} e apenas 5,7% por choques agregados.

Tabela 5

| Decomposição da variância do modelo sobre-identificado | | | | | | | | | |
|--|--|------|------|---|-------|------|---|-------|-------|
| | Decomposição da variância de ΔY 83:2-97:4 | | | Decomposição da variância de SPD 83:2-97:4 | | | Decomposição da variância de U 83:2-97:4 | | |
| | ΔY | SPD | U | ΔY | SPD | U | ΔY | SPD | U |
| 1 | 100 | 0 | 0 | 0 | 100 | 0 | 40,36 | 0,27 | 59,38 |
| 2 | 95,00 | 1,31 | 3,68 | 2,01 | 97,42 | 0,57 | 42,68 | 2,53 | 54,79 |
| 4 | 92,11 | 2,92 | 4,97 | 4,55 | 94,57 | 0,87 | 37,80 | 4,45 | 57,65 |
| 12 | 91,35 | 3,42 | 5,23 | 5,63 | 92,76 | 1,62 | 31,51 | 10,63 | 57,86 |
| 20 | 91,27 | 3,43 | 5,30 | 5,67 | 92,58 | 1,75 | 31,09 | 11,08 | 57,84 |
| 30 | 91,25 | 3,44 | 5,32 | 5,68 | 92,55 | 1,78 | 31,01 | 11,16 | 57,83 |

A figura 7 mostra os efeitos de choques de uma unidade no índice de dispersão e no produto sobre o desemprego para o modelo sobre-identificado.

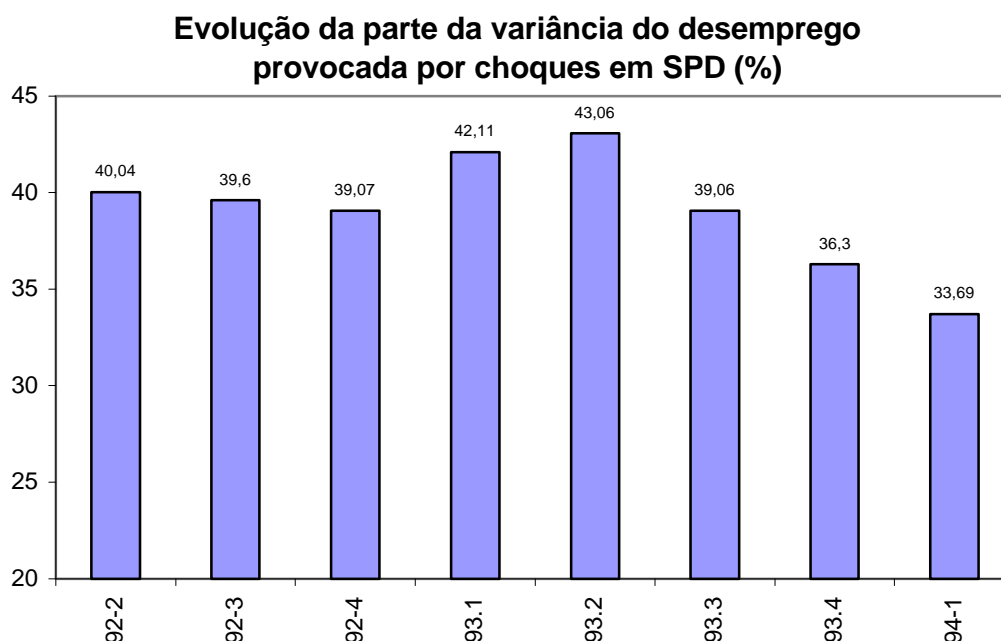
Figura 7



Um choque positivo em ΔY provoca, como se esperava, uma redução imediata do desemprego, e a partir do segundo período o desemprego volta lentamente para o seu nível original. Um choque positivo na medida de dispersão faz com que ocorra um aumento do desemprego, mas esse aumento alcança o seu pico apenas no quarto período, e a partir de então, o desemprego começa a declinar lentamente.

Os resultados do VAR variam bastante dependendo da inclusão ou não dos dados correspondentes aos últimos anos. Quando o período de estimação é de 1983 a 1992 ou de 1983 a 1993, mais ou menos 40% das flutuações da taxa de desemprego são provocadas por choques realocativos. A figura 8 mostra a evolução da parcela da variância do desemprego devida a choques no índice de dispersão. As estimações são feitas a partir de 1983:3, que é mantido fixo, enquanto a última observação varia de 1992:2 a 1994:1. As variáveis deterministas incluídas são as dummies sazonais e a dummy para o período 1990:1-1990:2.

Figura 8



A figura 8 mostra que a importância da medida de dispersão é substancialmente maior nas estimações até os primeiros anos da década de noventa, quando é responsável por proporções bastante significativas das variações da taxa de desemprego.

Durante a década de oitenta e o início dos anos noventa, os choques realocativos apresentaram uma importância significativa sobre o nível das flutuações na taxa de desemprego. As mudanças estruturais iniciadas em 1990 com a abertura comercial provocaram uma queda do emprego industrial e um aumento do emprego nos serviços e comércio. Os deslocamentos de trabalhadores entre esses levaram a um aumento da taxa de desemprego.

Nos últimos anos, porém, outros fatores começaram a influenciar significativamente a taxa de desemprego, com o aumento do desemprego estrutural. A estabilização do nível de preços com o Plano Real aumentou a rigidez dos salários reais, além de propiciar um aumento do salário médio real. Além disso, os progressos tecnológicos ocorridos a partir do início da década fizeram com que houvesse uma inadequação da oferta de mão-de-obra à demanda por trabalho mais qualificado. Com isso, a incapacidade dos setores de serviços e comércio de absorverem os trabalhadores deslocados do setor industrial provocou, não apenas um aumento do desemprego nos últimos anos, como também um aumento do desemprego de longo prazo (Camargo, 1998).¹⁰

5.3 – Resultados para o índice de dispersão dos retornos das ações.

Os mesmos sistemas estimados com o índice SPD são estimados agora com o índice de dispersão dos retornos das ações. Assim como na subseção anterior, o VAR é estimado com a decomposição de Choleski e para um modelo sobre-identificado,

embora seja mostrado apenas um caso com a decomposição de Choleski, em que a medida de dispersão é endógeno em relação à ΔY . Uma diferença em relação ao caso anterior é a inclusão, como variável determinista, de uma tendência. A inclusão dessa tendência é justificada pelo comportamento da taxa de desemprego durante o período a que se refere a análise, de 1986 a 1997.

Os resultados dos critérios AIC, SBC e HQ, para definir a ordem do modelo VAR e os testes de autocorrelação dos resíduos são mostrados no apêndice C.

Como no caso que utiliza o índice SPD, os critérios selecionaram um VAR (1). Entretanto, os testes de autocorrelação dos resíduos rejeitam a hipótese nula de que os resíduos se comportam como um ruído branco. O modelo selecionado é portanto, um VAR de ordem três, como os testes de Portmanteau mostram.

A tabela 6 apresenta os resultados das estimações do VAR (3) para a decomposição de Choleski e para o modelo sobre-identificado.

Os resultados mostram que a importância dos choques realocativos sobre as variações do desemprego é aumentada para 16% no caso sobre-identificado. A exogeneidade da medida de dispersão em relação a ΔY não é tão evidente quanto no caso do índice com emprego, embora mais de 60% da variância do índice de dispersão seja provocada por choques em e_{sac} . Os efeitos de choques no índice de dispersão dos retornos das ações e no produto são mostrados na figura 9.

Um resultado diferente do obtido na seção anterior é que agora, uma parcela muito menor das flutuações no desemprego é provocada por choques que não estão relacionados à medida de dispersão ou aos movimentos do PIB. Esse fato decorre porém, da introdução da tendência para todo o período, que capta as variações no desemprego que antes eram captadas por choques em e_u .

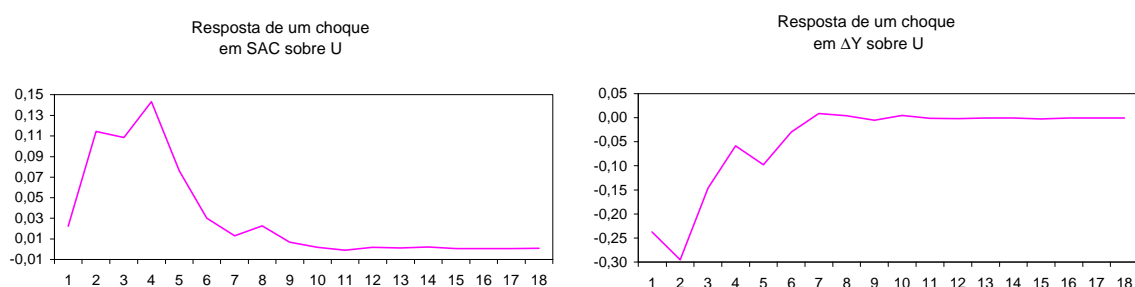
Nos resultados estimados por Loungani e Trehan (1997), a importância dos choques setoriais na decomposição da variância do desemprego nos Estados Unidos, depende fundamentalmente da ordenação das variáveis no VAR. No caso do índice construído através do número de empregados em cada setor esses valores variam de 4% a 21%, enquanto para o índice construído com os preços das ações variam entre 34% e 54%.

Tabela 6
Decomposição da variância
Índice de dispersão dos retornos das ações
Choleski - ΔY , SAC, U

| | Decomposição da variância de ΔY 83:2-97:4 | | | Decomposição da variância de SAC 83:2-97:4 | | | Decomposição da variância de U 83:2-97:4 | | |
|----|--|------|------|---|-------|-------|---|-------|-------|
| | ΔY | SAC | U | ΔY | SAC | U | ΔY | SAC | U |
| 1 | 100 | 0 | 0 | 19,20 | 80,80 | 0 | 53,98 | 0,49 | 45,53 |
| 2 | 97,90 | 0,12 | 1,98 | 26,49 | 73,48 | 0,03 | 62,99 | 5,97 | 31,04 |
| 4 | 93,73 | 4,52 | 1,75 | 22,04 | 61,00 | 16,96 | 56,32 | 15,38 | 28,30 |
| 12 | 87,79 | 7,40 | 4,81 | 22,11 | 60,69 | 17,20 | 55,33 | 16,52 | 28,15 |
| 20 | 87,79 | 7,40 | 4,81 | 22,11 | 60,69 | 17,21 | 55,33 | 16,52 | 28,15 |
| 30 | 87,79 | 7,40 | 4,81 | 22,11 | 60,69 | 17,21 | 55,33 | 16,52 | 28,15 |

| Modelo sobre-identificado | | | | | | | | | |
|---------------------------|---|------|------|--|-------|-------|--|-------|-------|
| | Decomposição da variância de ΔY 83:2-97:4 | | | Decomposição da variância de SAC 83:2-97:4 | | | Decomposição da variância de U 83:2-97:4 | | |
| | ΔY | SAC | U | ΔY | SAC | U | ΔY | SAC | U |
| 1 | 100 | 0 | 0 | 0 | 100 | 0 | 56,16 | 0,58 | 43,26 |
| 2 | 97,90 | 0,15 | 1,95 | 18,65 | 81,32 | 0,03 | 67,87 | 6,18 | 25,95 |
| 4 | 92,32 | 5,58 | 1,83 | 16,09 | 66,96 | 16,96 | 63,01 | 14,88 | 22,11 |
| 12 | 85,77 | 9,33 | 4,90 | 16,10 | 66,70 | 17,20 | 62,45 | 15,80 | 21,75 |
| 20 | 85,77 | 9,33 | 4,90 | 16,09 | 66,70 | 17,21 | 62,45 | 15,80 | 21,75 |
| 30 | 85,77 | 9,33 | 4,90 | 16,09 | 66,70 | 17,21 | 62,45 | 15,80 | 21,75 |

Figura 9



Algumas diferenças significativas podem ser notadas entre os resultados obtidos para os Estados Unidos e o Brasil. No caso brasileiro os índices de dispersão se mostraram exógenos em relação aos movimentos da demanda agregada, fazendo com que não se verificassem diferenças muito significativas ocasionadas pela forma de identificação do modelo. Os índices de dispersão do emprego e dos retornos das ações no Brasil estão captando os mesmos tipos de choques, pois apresentaram resultados semelhantes, o que não ocorreu no caso americano.

Uma outra diferença se refere aos resultados bastante significativos da parcela da decomposição da variância do desemprego provocada por choques realocativos nos Estados Unidos. Outros fatores estruturais do desemprego apresentam uma importância muito maior no Brasil do que nos Estados Unidos, explicando essas diferenças nos resultados.

6 - Conclusões

Durante as últimas décadas, a estrutura da economia brasileira passou por várias alterações importantes, com impactos significativos sobre a composição setorial do emprego. O ajustamento do mercado de trabalho à nova estrutura da economia ocorreu de forma lenta, fazendo com que os deslocamentos de trabalhadores entre os setores da economia tivessem, em várias circunstâncias, um papel importante na explicação das variações da taxa de desemprego.

Os resultados da decomposição da variância mostraram que nos anos oitenta e início dos anos noventa, os choques setoriais foram responsáveis por 40% das

flutuações da taxa de desemprego. Para o período todo esse valor foi estimado entre 9% e 20%, com a maior parte das flutuações do desemprego sendo explicadas por razões estruturais não modeladas nesse artigo. Os resultados são válidos para os dois índices de dispersão, do emprego setorial e dos retornos das ações.

Nos primeiros anos da década de noventa, os deslocamentos de trabalhadores entre os setores da economia são responsáveis, portanto, por uma parcela significativa do aumento do desemprego. Para o aumento do desemprego a partir de 1995, porém, outras variáveis não incluídas no modelo se tornam importantes.

O aumento do desemprego a partir de 1995 pode ter duas explicações: uma está ligada ao processo de estabilização da economia e a redução da flexibilidade do salário real provocada por essa estabilização. A outra explicação pode estar justamente nas mudanças estruturais provocadas pelas transformações da economia no início da década, que levaram ao aumento da demanda por trabalho mais qualificado.

No entanto, como as inovações à própria taxa de desemprego são responsáveis pela maior parte das flutuações do desemprego, são necessários mais esforços de pesquisa nessa área para se obter uma melhor compreensão sobre este fenômeno de dimensões sociais tão cruéis.

Notas :

1 A PME é realizada para as seis principais regiões metropolitanas brasileiras : Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo.

2 A exceção foi o setor Outros. Dez setores cresceram acima da média mas em razão de arredondamentos a indústria de alimentos permaneceu com a mesma proporção do início.

3 Para os dados da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) de 1976 a 1995 os valores do “índice de turbulência” para desagregações em 7 e 27 setores calculados por Barros et al. (1997) mostram que o Brasil apresentou valores mais elevados de turbulência setorial do que os quatorze países industrializados analisados por Jackman, Layard e Savouri (1991) durante a década de oitenta. Na década de noventa os valores para o Brasil são maiores ainda. Pela desagregação em sete setores Barros et al. (1997) chegaram ao valor de 1,4 para a média do índice de turbulência no Brasil durante a década de oitenta. Esse valor é igual ao apresentado pela Espanha e pela Austrália e superior aos demais países industrializados apresentados por Jackman, Layard and Savouri (1991).

$$4 \quad U_t = B_0 + B_1 U_{t-1} + \sum_{i=0}^m k_i DMR_t + \sum_{i=0}^l g_i S_{t-1} + e_t$$

Onde :

U_t = Taxa de desemprego.

DMR_t = Medida de Barro de política monetária não-antecipada.

T = Tendência.

5

6 Os setores que fazem parte do índice com os retornos das ações são os seguintes: Agricultura, Ind. de Alimentos, Comércio, Ind. Elétrica, Inst. Financeiras, Ind. Mecânica, Ind. Metalúrgica, Mat. De transporte, Ind. Minerais não metálicos, Outros, Ind. Plástica, Ind. Química, Serviços de utilidade pública, Ind. Têxtil, Serviços de Transporte, Material Vegetal. As indústrias Plástica e Química são agregadas em um único setor.

6 As distribuições dos testes calculadas por Dickey e Fuller (1981) também são válidas para os testes de raiz unitária com as séries dessazonalizadas através de regressões em variáveis dummies como mostrado em Dickey, Bell e Miller (1986).

7 Ver Dickey e Fuller (1981).

8 Ver Gourrieroux e Monfort (1997).

9 Ver Watson (1994)

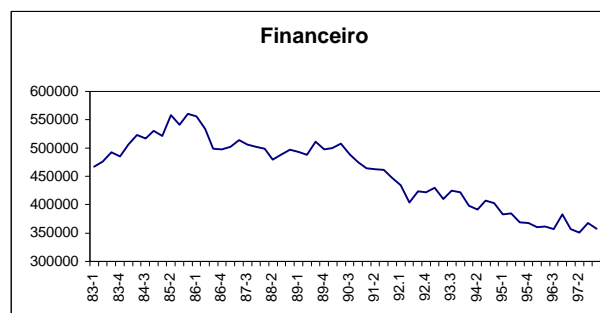
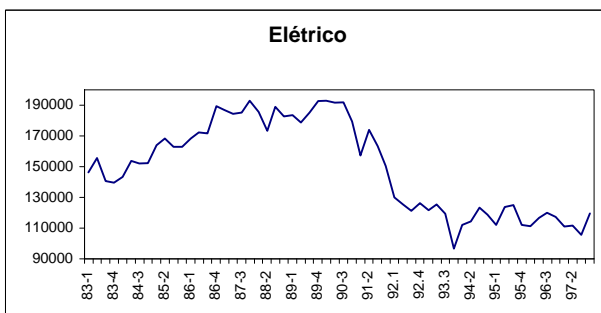
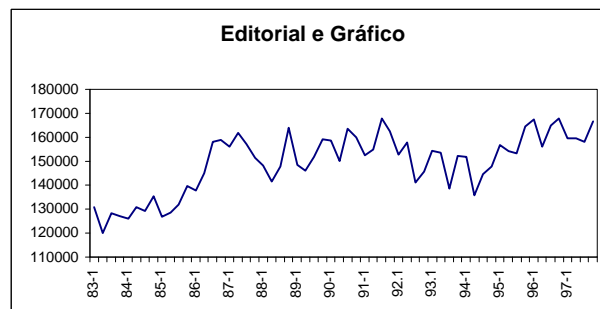
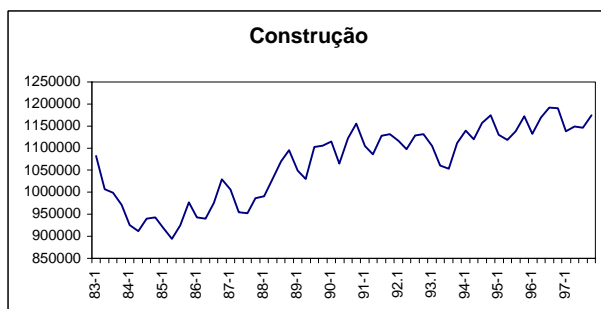
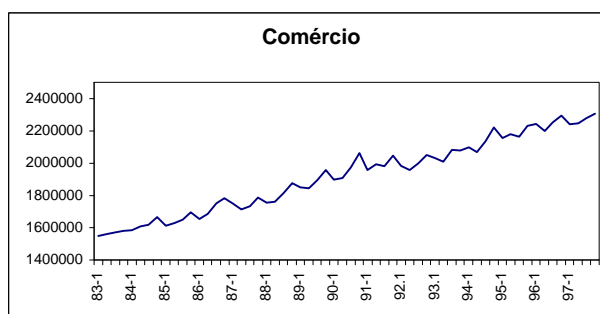
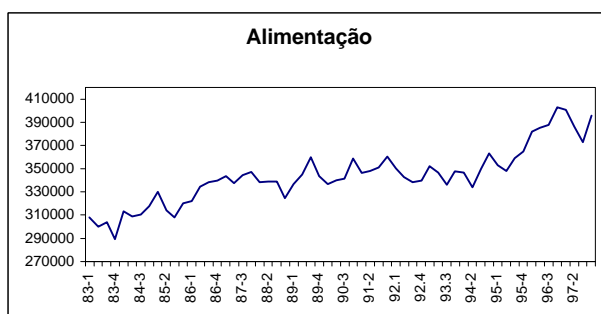
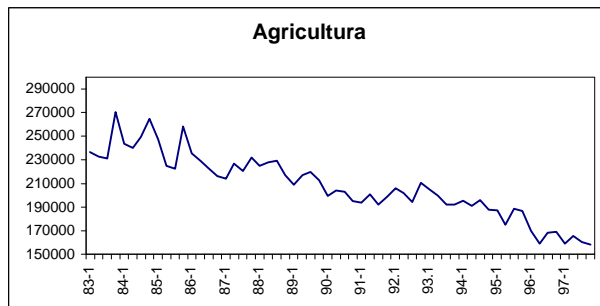
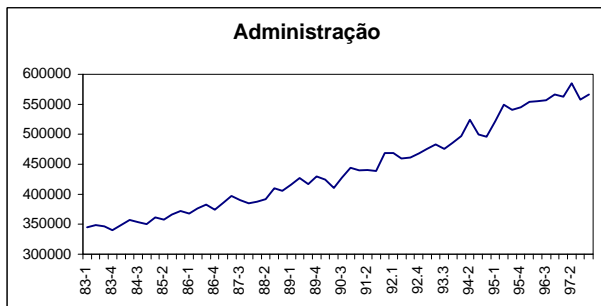
10 Portugal e Garcia (1996) através da decomposição univariada da série de desemprego em dois componentes, sazonalidade e uma tendência estocástica, encontraram evidências de um grande aumento do desemprego estrutural a partir dos anos noventa.

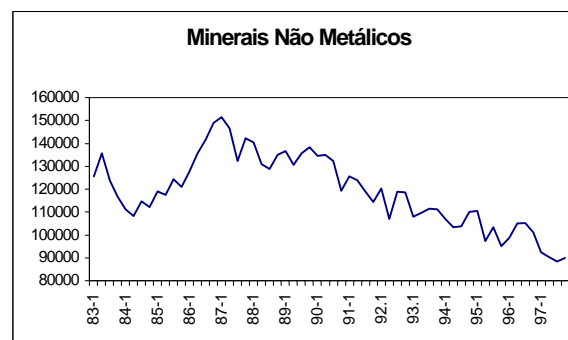
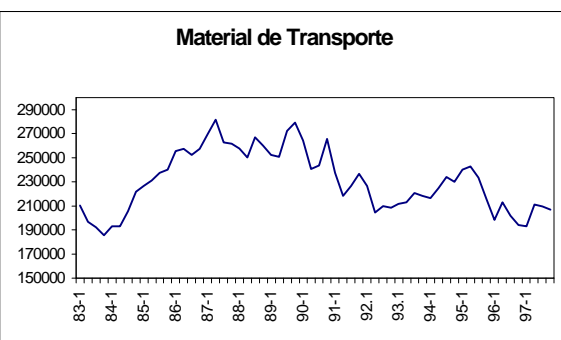
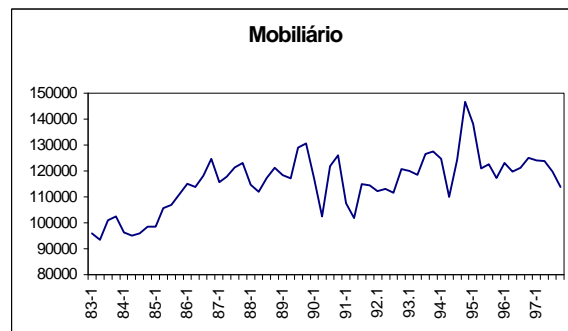
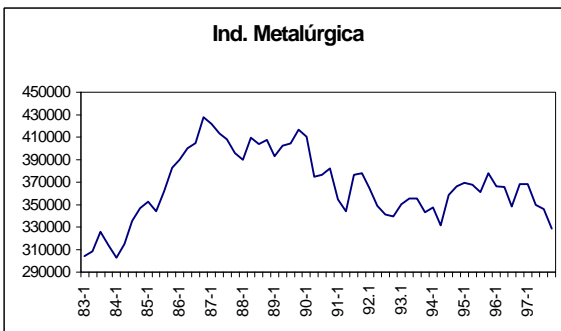
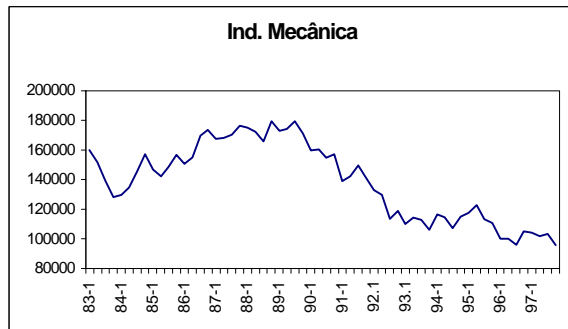
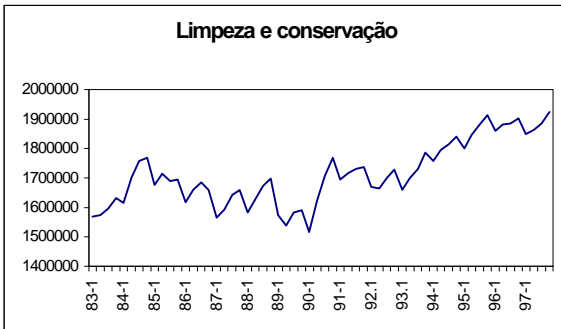
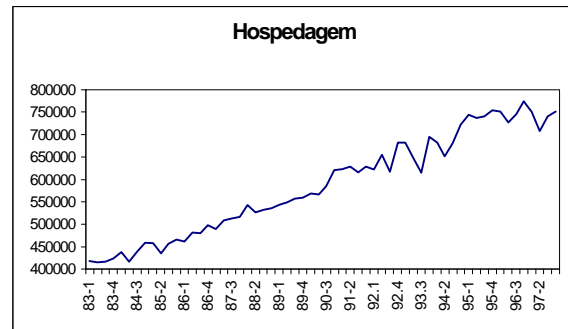
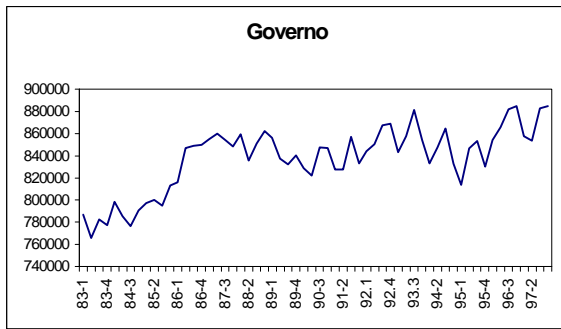
Referências bibliográficas :

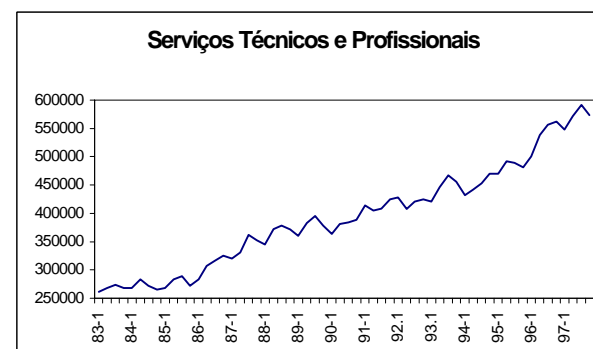
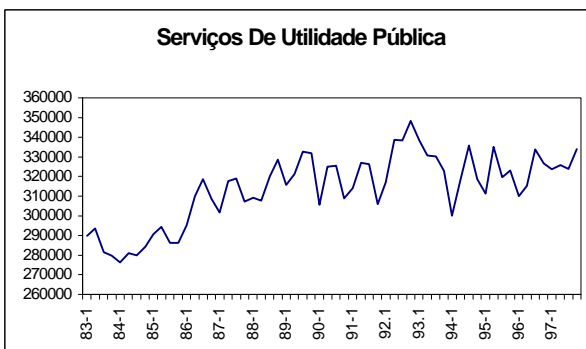
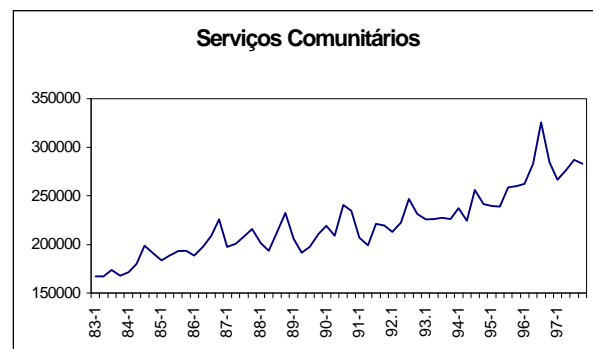
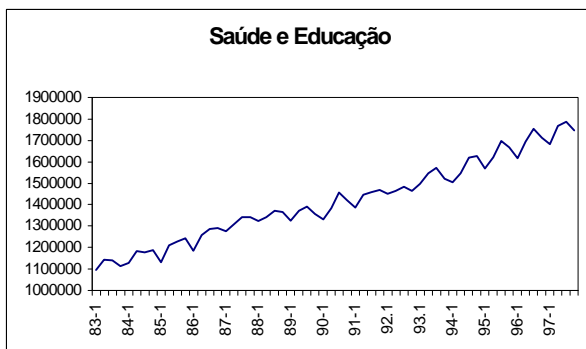
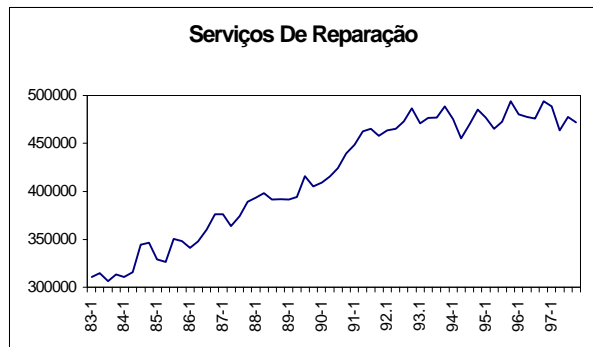
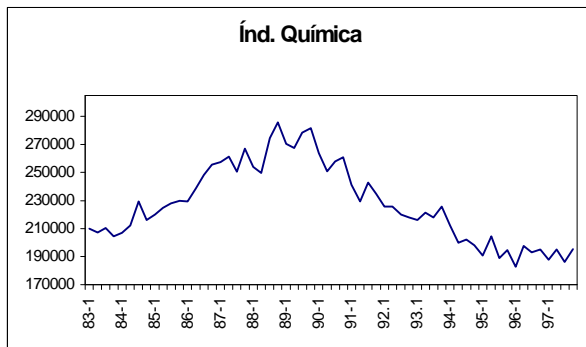
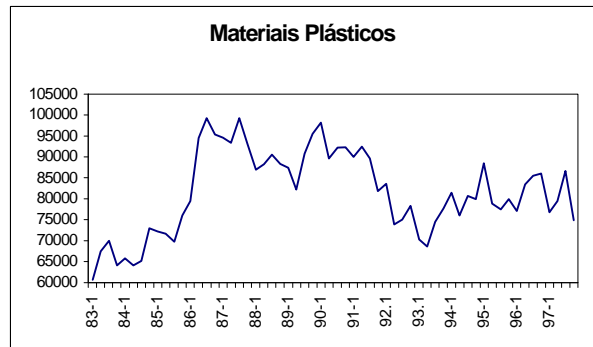
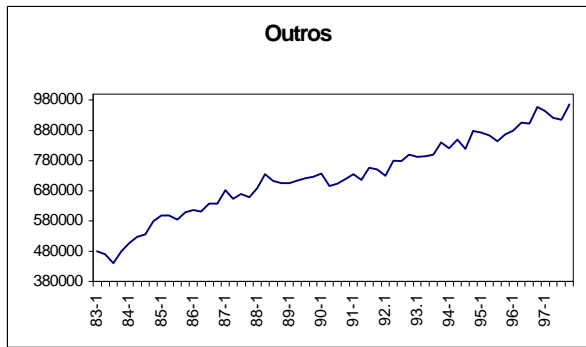
- Abraham, Katherine and Lawrence Katz (1986). "Cyclical Unemployment: Sectoral Shifts or Aggregate Disturbances", *Journal of Political Economy* 94.
- Azevedo, André e Marcelo Portugal (1998). "Abertura Comercial Brasileira e Instabilidade da Demanda de Importações". *Nova Economia* 8.
- Barro, Robert (1977). "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States". *American Economic Review* 67, 1 (março), 101-115.
- Barros, R., R. Mendonça, M. Foguel e L. Cruz (1996). "Uma Avaliação Empírica do Grau de Flexibilidade Alocativa do Mercado de Trabalho Brasileiro". *Mercado de Trabalho – Conjuntura e Análise* 4/Abril.
- Barros, R., R. Mendonça, M. Foguel e L. Cruz (1997). "Brasil: Abertura Comercial e mercado de Trabalho". *Oficina Internacional del Trabajo* 39.
- Bernanke, Ben. (1986). "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 25, 49-100.
- Black, Fisher (1987). *Business Cycles and Equilibrium*. New York: Basil Blackwell.
- Brainard, S. L., and David Cutler (1993). "Sectoral shifts and cyclical unemployment reconsidered". *Quarterly Journal of Economics* 108.
- Camargo, José Márcio (1998). "Produtividade e preços relativos. O mercado de trabalho no período pós-estabilização". Texto para discussão nº 386. Departamento de Economia da PUC-Rio.
- Camargo, José Márcio; Marcelo Neri e Maurício Cortez Reis (1999). "Emprego e Produtividade no Brasil na Década de Noventa". Mimeo.
- Dickey, David and Wayne A. Fuller (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Econometrica* (julho), 1057-1072.
- Giannini, Carlo and Gianni Amisano (1997). *Topics in Structural VAR Econometrics*, Springer Verlag, Berlin.
- Gourieroux, Christian and Alain Monfort (1997). *Time Series and Dynamic Models*, Cambridge University Press.

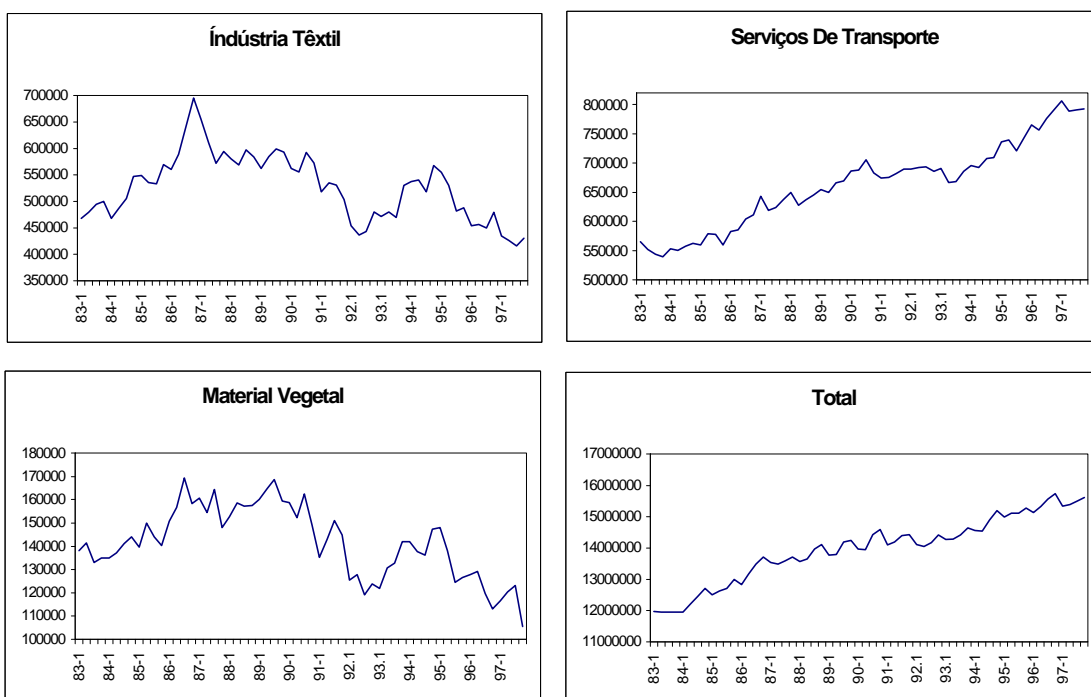
- Lilien, David (1982). "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment". *Journal of Political Economy* (agosto), 777-792.
- Loungani, P., Rogerson, R., and Tave (1990). "Stock market dispersion and unemployment". *Journal of Monetary Economics* 25
- Loungani, Prakash and Bharat Trehan (1997). "Explaining Unemployment: Sectoral Vs. Aggregate Shocks". FRBSF Economic Review, 1997-1, 3-15.
- Lucas, Robert and Edward Prescott (1974). "Equilibrium Search and Employment". *Journal of Economic Theory* 7.
- Lütkepohl, Helmut (1991). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer Verlag, New York.
- Nelson, C. and H. Kang (1981). "Spurious Periodicity in Inappropriately Detrended Time Series". *Econometrica* 49, 741-751.
- Perron, Pierre (1993). *Notas de aula*.
- Portugal, M. e L. Garcia (1996). "Notas sobre o Desemprego Estrutural no Brasil". *Anais do XVIII Encontro Brasileiro de Econometria*, Volume II, Sociedade Brasileira de Econometria, 1996.
- Reis, M. (1999), "Desemprego e Dispersão Setorial do Emprego no Brasil", dissertação de mestrado, Departamento de Economia, PUC-Rio
- Sims, Christopher (1986). "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Winter .3-16.
- Watson, Mark (1994). "Vector Autoregressions and Cointegration" in *Handbook of Econometrics*, vol.4 R.F. Engle and D. MacFaden, eds. , Elviesier.

Apêndice A









Apêndice B

Critérios de seleção do VAR(p) com o índice de dispersão do emprego

| Lags | Y, S, U | | |
|------|---------|----------|----------|
| | AIC | SBC | HQ |
| 1 | -365* | -313,22* | -345,72* |
| 2 | -369,39 | -299,15 | -342,46 |
| 3 | -358,85 | -271,05 | -325,19 |
| 4 | -353,37 | -248,00 | -312,97 |
| 5 | -342,45 | -219,52 | -295,32 |
| 6 | -345,14 | -204,65 | -291,27 |

* Número de lags selecionado.

Teste de Portmanteau dos resíduos do VAR com o índice de dispersão do emprego

| | R _y 1 lag | R _s 1 lag | R _u 1 lag | R _y 2 lags | R _s 2 lags | R _u 2 lags |
|-------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Q(2) | 10,08* | 0,14 | 1,20 | 0,56 | 0,83 | 0,54 |
| Q(4) | 12,03* | 2,03 | 1,63 | 1,48 | 3,10 | 2,07 |
| Q(6) | 12,65* | 2,40 | 2,48 | 2,37 | 4,20 | 4,10 |
| Q(8) | 12,69 | 3,32 | 2,89 | 2,42 | 4,55 | 4,39 |
| Q(12) | 19,84* | 10,47 | 7,86 | 8,00 | 12,21 | 10,14 |
| Q(16) | 31,34* | 13,86 | 21,65 | 13,59 | 14,61 | 23,10 |

* Significativo ao nível de 10%.

Apêndice C

Critérios de seleção do VAR(p) com o índice de dispersão dos retornos das ações

| $\Delta Y, SAC, U$ | | | |
|--------------------|----------|----------|----------|
| Lags | AIC | SBC | HQ |
| 1 | -737,29* | -693,93* | -721,13* |
| 2 | -730,93 | -671,31 | -708,71 |
| 3 | -728,64 | -653,71 | -700,85 |
| 4 | -699,77 | -609,95 | -666,65 |
| 5 | -695,68 | -591,42 | -653,46 |
| 6 | -714,11 | -595,87 | -671,05 |

* Número de lags selecionado.

Teste de Portmanteau dos resíduos do VAR com o índice de dispersão dos retornos das ações

| | R_v 1lag | R_s 1lag | R_u 1lag | R_v 2lags | R_s 2lags | R_u 2lags | R_v 3lags | R_s 3lags | R_u 3lags |
|-------|------------|------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Q(2) | 7,66** | 1,35 | 0,23 | 1,32 | 0,15 | 0,05 | 0,41 | 1,22 | 0,33 |
| Q(4) | 10,56** | 11,89** | 1,56 | 4,30 | 9,15* | 1,72 | 3,95 | 6,20 | 1,89 |
| Q(6) | 11,46* | 12,12* | 4,20 | 4,56 | 9,29 | 3,88 | 4,18 | 7,40 | 2,95 |
| Q(8) | 11,77 | 13,32 | 4,67 | 4,71 | 10,96 | 4,02 | 4,33 | 7,78 | 3,00 |
| Q(12) | 20,06* | 17,20 | 12,85 | 9,71 | 14,66 | 11,28 | 9,25 | 12,11 | 8,79 |
| Q(16) | 26,14* | 24,05* | 18,96 | 10,45 | 21,98 | 14,61 | 12,25 | 19,67 | 12,11 |

* Significativo ao nível de 10%.