TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 475

DESEMPREGO REGIONAL NO BRASIL: UMA ABORDAGEM EMPÍRICA

Carlos Henrique Corseuil[*]
Gustavo Gonzaga[**]
João Victor Issler[***]

Rio de Janeiro, abril de 1997

[*] Bolsista do PNPE.
[**] Da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.
[***] Da EPGE da Fundação Getúlio Vargas.

O IPEA é uma fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento e Orçamento, cujas finalidades são: auxiliar o ministro na elaboração e no acompanhamento da política econômica e prover atividades de pesquisa econômica aplicada nas áreas fiscal, financeira, externa e de desenvolvimento setorial.

Presidente
Fernando Rezende

Diretoria
Claudio Monteiro Considera
Luís Fernando Tironi
Gustavo Maia Gomes
Mariano de Matos Macedo
Luiz Antonio de Souza Cordeiro
Murilo Lôbo

TEXTO PARA DISCUSSÃO tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos direta ou indiretamente pelo IPEA, bem como trabalhos considerados de relevância para disseminação pelo Instituto, para informar profissionais especializados e colher sugestões.

ISSN 1415-4765

SERVIÇO EDITORIAL

Rio de Janeiro – RJ
Av. Presidente Antônio Carlos, 51 – 14º andar – CEP 20020-010
Telefax: (021) 220-5533
E-mail: editrj@ipea.gov.br

Brasília – DF
SBS Q. 1 Bl. J, Ed. BNDES – 10º andar – CEP 70076-900
Telefax: (061) 315-5314
E-mail: editbsb@ipea.gov.br

© IPEA, 1998
É permitida a reprodução deste texto, desde que obrigatoriamente citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são rigorosamente proibidas.

SUMÁRIO

RESUMO

ABSTRACT

1 - INTRODUÇÃO 5

2 - TEORIA COMPENSATÓRIA 7

3 - A IMPORTÂNCIA DOS FATORES AGREGADOS NO DESEMPREGO REGIONAL: UMA RESENHA BIBLIOGRÁFICA 9

4 - ANÁLISE DESCRITIVA 10

5 - A IMPORTÂNCIA DOS FATORES AGREGADOS NO DESEMPREGO REGIONAL: RESULTADOS PARA O BRASIL 15

5.1 - Sensibilidade Regional 15
5.2 - Decomposição dos Choques 16
5.3 - Análise Multirregional 18

6 - O COMPONENTE ESTRUTURAL DO DESEMPREGO REGIONAL 20

7 - CONCLUSÃO 29

BIBLIOGRAFIA 31

1 - INTRODUÇÃO

Alternativamente à análise agregada do mercado de trabalho de um país, alguns economistas vêm desenvolvendo análises regionais. Neste tipo de estudo admite-se a possibilidade de o comportamento do mercado de trabalho de cada região ser determinado por fatores distintos, como se cada região funcionasse como abrigo de diferentes mercados de trabalho.

No que se refere a taxas regionais de desemprego podemos ser levados a acreditar num argumento intuitivo de que elas são determinadas por fatores agregados (que afetam o país inteiro) no curto prazo, e fatores estruturais, específicos da região, no longo prazo [Byers (1991)]. Este fato tenderia a gerar movimentos muito parecidos entre as taxas regionais, mas com a possibilidade de haver um diferencial permanente.

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 (que indicaria uma alta probabilidade de se empregar nesta região) ou alguma outra característica subjetiva que a torne mais atrativa que as outras. O resultado deste processo faria com que as taxas regionais experimentassem movimentos extremamente semelhantes, embora pudessem apresentar uma dispersão em seus níveis.

Relacionados a este diagnóstico vários trabalhos se propõem a explicitar a importância dos fatores agregados no comportamento do emprego ou desemprego regional. Estes trabalhos podem ser divididos em três grupos distintos de acordo com o procedimento empregado. Um primeiro grupo explicita a sensibilidade do desemprego regional a choques que afetam o desemprego nacional — Chapman (1991) merece destaque nesta literatura. Um outro grupo decompõe explicitamente o choque que se abate sobre o emprego industrial regional em fatores agregados, fatores regionais e fatores setoriais [Clark (1991)]. Por último, alguns trabalhos investigam diretamente o quão semelhante são os movimentos das taxas regionais — Byers (1991) lidera esta linha.

Uma análise preliminar, neste sentido, pode ser realizada comparando os gráficos das taxas de desemprego de: Rio de Janeiro, São Paulo, Belo Horizonte, Recife, Salvador e Porto Alegre com a taxa nacional. Os Gráficos 1 e 2, que exibem estas séries, dão a impressão de que os comportamentos destas taxas são muito parecidos. Além de permanecerem quase sempre em patamares bem próximos, as oscilações se apresentam de forma sincronizada. Este fato pode ser considerado como um fato estilizado que mostra a grande influência dos choques agregados na determinação do desemprego destas regiões.

Este trabalho se propõe a investigar mais a fundo o comportamento das taxas regionais de desemprego no Brasil, já que não se tem registro de nenhum estudo nesta linha para o país. O trabalho segue a seguinte estrutura. Nas próximas duas seções serão apresentadas uma breve exposição da teoria compensatória bem como uma resenha dos trabalhos que investigam a importância do desemprego regional, agregados de acordo com o respectivo grupo dentre os já mencionados (sensibilidade regional, decomposição de choques e análise de co-movimentos).

Em seguida serão expostos os resultados para o Brasil, encadeados da seguinte maneira: uma seção de análise descritiva das séries de taxa de desemprego de cada região, que incorpora de maneira superficial a questão da existência, ou não, de um diferencial persistente. Na Seção 5 serão replicados os resultados referentes à importância dos fatores agregados, na mesma ordem exposta na resenha bibliográfica. A Seção 6 discute os fatores estruturais das regiões, estimando-os através de um método de decomposição de séries temporais desenvolvido recentemente. Por fim, a Seção 7 conclui o trabalho.

GRÁFICO 1

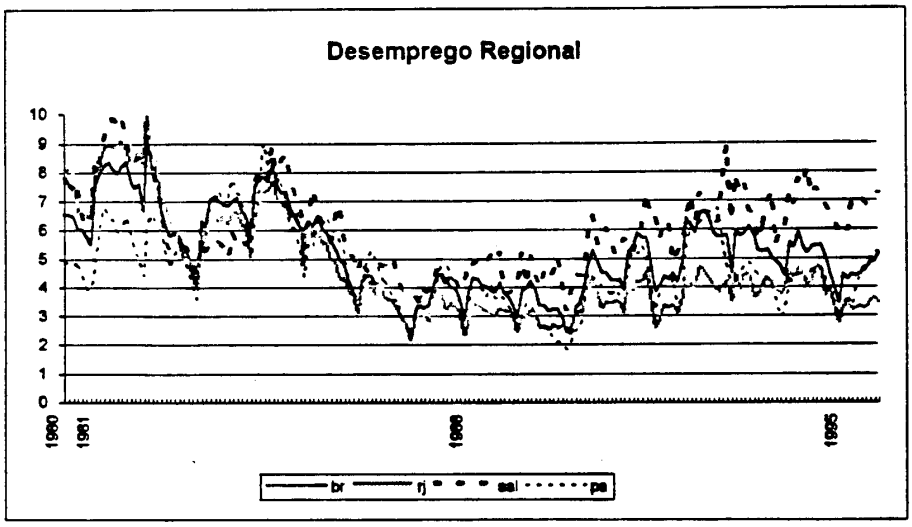
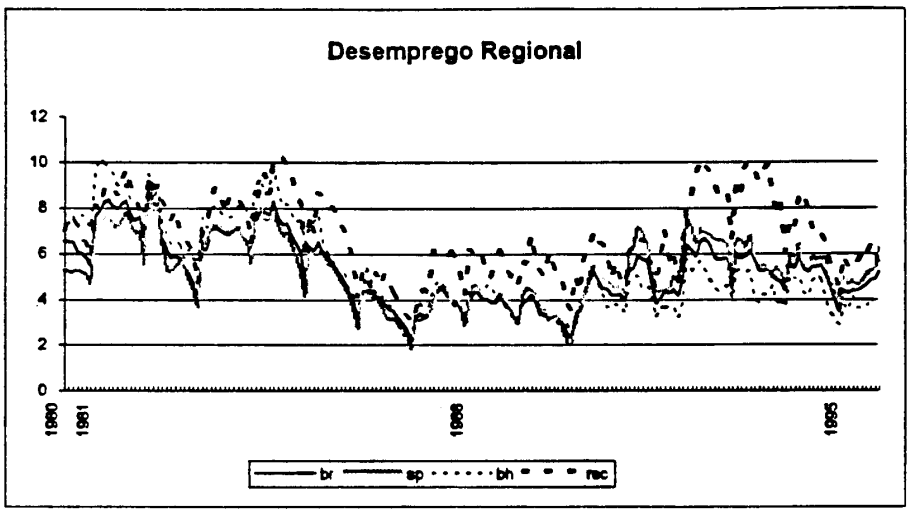


GRÁFICO 2



2 - TEORIA COMPENSATÓRIA

O que se convencionou chamar de teoria compensatória não chega a ser um modelo teórico, mas sim um esforço de construir um arcabouço interligando as diversas variáveis que afetam o desemprego regional em torno de um argumento bastante intuitivo. O argumento é o de que existe um equilíbrio entre salário, atratividade e desemprego da região considerada. Este seria determinado da seguinte maneira: quanto maior o salário, ou mais atrativa for uma região, em relação às demais consideradas, mais trabalhadores serão atraídos e, portanto, maior será o desemprego na mesma região.

Marston (1985) formaliza este argumento construindo um modelo onde estas variáveis afetam o nível de utilidade alcançado pelos trabalhadores.[1] 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), então a função de utilidade indireta dos trabalhadores de uma região poderia ser representada da seguinte forma:

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

onde W representa salário e U se refere à parcela da força de trabalho desempregada, que é usada aqui como a probabilidade do indivíduo ficar

[1] Um modelo semelhante ao que está sendo mostrado foi desenvolvido em Hall (1972).

desempregado.[2] O termo multiplicado por λ representa a restrição orçamentária do trabalhador, pois o preço de X é normalizado em 1 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.[3]

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

onde K é uma constante.[4] Note-se que a igualdade das taxas de desemprego não é uma condição necessária para a igualdade do nível de utilidade indireta. Logo um diferencial persistente entre as taxas regionais não deveria ser considerado como uma evidência de segmentação regional, pois pode estar sendo causado por um diferencial 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 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.

$$du^* = \left|(Vw/Vu)\right| dw^*$$
ou
$$du^* = \left|(Va/Vu)\right| da \qquad (2)$$

Adota-se esta hipótese com relação à reação das variáveis devido ao fato de que esta teoria foi construída em cima dos 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 anteriormente e descrita em (2) não será válida. O motivo deste invalidamento vem do fato de que não necessariamente os valores atingidos pela função V referentes a regiões distintas se igualarão.

O autor mostra evidências, baseadas no censo americano, que corroboram com a teoria. Pissarides e Mcmaster (1990) também testam esta teoria e mostram que no

[2] Os sinais aritméticos vinculados aos argumentos da função V se referem à derivada desta função em relação ao argumento sinalizado.
[3] O modelo é desenvolvido detalhadamente no Apêndice do trabalho de Marston (1985).
[4] O símbolo " * " indica o valor de equilíbrio da variável correspondente.

Reino Unido a economia converge para um equilíbrio compensatório no longo prazo. Não há nenhum trabalho que teste o funcionamento deste modelo, tal como foi aqui formulado, para a economia brasileira. Talvez qualquer tentativa neste sentido fosse precipitada dado que não se sabe ao certo as variáveis que compõem o grau de atratividade.[5]

No entanto Savedoff (1992) investiga, de forma alternativa, a validade da teoria compensatória na economia brasileira. O autor analisa os diferenciais de salários entre as nove principais regiões metropolitanas do Brasil.[6] Seus resultados apontam que, apesar de o grau de integração ter aumentado muito na economia brasileira, inclusive no que diz respeito ao fluxo de trabalhadores entre as regiões, existe um diferencial de salários persistente. Este fato deveria ser explicado por um diferencial compensatório entre graus de atratividades das regiões. No entanto, são as regiões com melhores condições de vida (São Paulo e Rio de Janeiro) que apresentam os maiores salários.

Savedoff aponta uma provável explicação relacionada com a demanda por trabalho. Segundo o autor, as firmas podem resistir a oportunidades de custos de mão-de-obra mais baixos em outra região porque a região onde está instalada oferece outras vantagens. Estas vantagens, tais como melhor infra-estrutura, seriam suficientes para compensar o maior custo do trabalho.

3 - A IMPORTÂNCIA DOS FATORES AGREGADOS NO DESEMPREGO REGIONAL: UMA RESENHA BIBLIOGRÁFICA

O grupo de trabalhos que explicita a sensibilidade do desemprego regional a choques que afetam o desemprego nacional é o mais tradicional, talvez por este motivo, o mais difundido para investigar a importância dos choques agregados, na taxa de desemprego regional. Um dos primeiros trabalhos nesta linha, Brechling (1967), simplesmente roda regressões da taxa de desemprego de cada região do Reino Unido tendo como variável independente a taxa nacional. Ambos destacam o valor do coeficiente da taxa nacional como uma medida de sensibilidade da região a um choque agregado. Se o coeficiente for maior do que 1 a região é muito sensível, se for menor é pouco sensível.

Uma série de trabalhos posteriores apresentaram contribuições tanto de cunho analítico: Harris e Thriwall (1968), Gordon (1985 e 1988); quanto metodológico: Tiller e Bednarzik (1983), Byers (1990) e Chapman (1991), aplicadas a diferentes bases de dados referentes ao Reino Unido e aos Estados Unidos. Apesar das sofisticações incorporadas em cada um destes trabalhos, todos mantêm o procedimento de analisar o coeficiente do desemprego nacional.

[5] Para compor uma medida de atratividade Marston usa as seguintes variáveis: quantidade de parques, de dias ensolarados, poluição do ar, valor do benefício do seguro-desemprego.

[6] Sua amostra consiste em dados anuais para nove regiões entre 1976 e 1987 (Rio de Janeiro, São Paulo, Belo Horizonte, Recife, Salvador, Porto Alegre, Curitiba, Fortaleza e Belém), e dados de três censos demográficos (1960, 1970, 1980) para os estados correspondentes às regiões.

Já os trabalhos que decompõem o choque que se abate sobre o emprego industrial regional em fatores agregados, fatores regionais e fatores setoriais são mais recentes. O procedimento utilizado é mais sofisticado e, por isso, os resultados tendem a ser mais precisos. Tanto Altonji e Ham (1990) quanto Clark (1991) partem de uma estrutura VAR do crescimento do emprego de diversas regiões e setores industriais para analisar os choques que incidem nesta variável.

Os resíduos do VAR mencionado são modelados de forma a agregar um componente de choques nacionais, um componente de choques industriais, um componente de choques regionais e um componente realmente aleatório. Estimam-se portanto os coeficientes relativos a cada um destes componentes que finalmente geram 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. Além disso, o primeiro analisa a economia canadense, enquanto o segundo analisa a economia americana.

Os trabalhos que comparam os movimentos das taxas de desemprego de diversas regiões simultaneamente são menos difundidos. Marchand (1988) filtra a tendência das séries de desemprego de 14 países da OECD e compara os respectivos movimentos de curto prazo fazendo uso do método de análise espectral.

Byers (1991) faz uso da análise de co-integração para verificar se existem componentes comuns nas séries de desemprego das regiões do Reino Unido tanto no longo como no curto prazo. Sabe-se que os vetores de co-integração identificam co-movimentos de longo prazo e indicam a existência de tendências comuns compartilhadas pelas séries em questão. Os resultados desta análise multivariada indicam presença dos dois tipos de componentes comuns nas séries de desemprego do Reino Unido.

O autor faz uso de um resultado fundamental desenvolvido na análise de co-integração é que se r é o número de vetores de co-integração então n - r é o número de tendências comuns compartilhadas entre as séries.[7] Este resultado se deve ao fato de que os vetores de co-integração formam um subespaço onde a característica predominante é a estacionariedade. Logo será no subespaço complementar ao gerado pelos vetores de co-integração que estarão contidos os componentes não-estacionários compartilhados pelas séries. Quanto maior o número de vetores de co-integração (quanto mais próximo r, estiver de n) menor será o número de tendências comuns e portanto mais semelhantes serão seus movimentos de longo prazo.[8]

[7] Tendência se refere ao componente não-estacionário da série e não a um valor ao qual a série tende.

[8] No caso extremo de r = n - 1 (note que r não pode ser igual a n), haverá somente uma tendência comum (n - r = n - n - 1 = 1) o que fará com que as séries se comportem de maneira idêntica no longo prazo.

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.[9] Nesta pesquisa é divulgada uma taxa nacional que é construída a partir de uma média das taxas regionais, ponderadas por um coeficiente que exprime a relação entre as PEAs destas regiões.[10]

A Tabela 1 nos revela antes de mais nada que todas as regiões apresentam uma média baixa das taxas, visto que mesmo o maior valor, que foi registrado para Recife, está abaixo de 7%. Além desta região, Salvador e Belo Horizonte também apresentam percentuais maiores que o atribuído ao conjunto das regiões, enquanto Rio de Janeiro, Porto Alegre e São Paulo (em ordem crescente de taxas) apresentam percentuais mais baixos, sendo que os valores atribuídos a Belo Horizonte e São Paulo estão muito próximos da taxa nacional.

Uma indicação sobre a existência de um diferencial persistente pode ser obtida combinando os resultados mencionados acima com os referentes à dispersão dos valores das taxas regionais ao longo do tempo. Esta informação, em relação às respectivas médias, é captada pelo coeficiente de variação. Note-se que, justamente Recife e Salvador, que possuíam as maiores médias, apresentam os menores coeficientes de variação. Este fato pode ser interpretado como uma indicação da existência de diferenciais persistentes onde estas duas regiões seriam as responsáveis pelas taxas mais altas durante todo 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. Recife e Salvador apresentam os maiores valores mínimos. No entanto, na coluna que mostra o valor máximo registrado nota-se que Rio de Janeiro e Belo Horizonte apresentam valores maiores que o de Salvador. Note-se que, justamente Belo Horizonte e Rio de Janeiro, apresentam os coeficientes de variação mais altos. Este resultado pode estar refletindo o fato de que as taxas de desemprego destas duas regiões não mantêm diferenciais estáveis em relação às demais taxas.

[9] Em junho e julho de 1992 não havia valores disponíveis nas séries pois, devido a uma greve no IBGE, a pesquisa não foi realizada nestas datas. Em maio e junho de 1993 a taxa de desemprego não foi divulgada para a região de Porto Alegre. Nestes casos o procedimento adotado para completar as séries foi uma interpolação linear.

[10] A série nacional foi construída a partir das séries regionais para os 18 primeiros meses da amostra, com pesos estimados pelas observações dos próximos 120 meses.

Tabela 1
Propriedades das Séries de Desemprego Regional

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

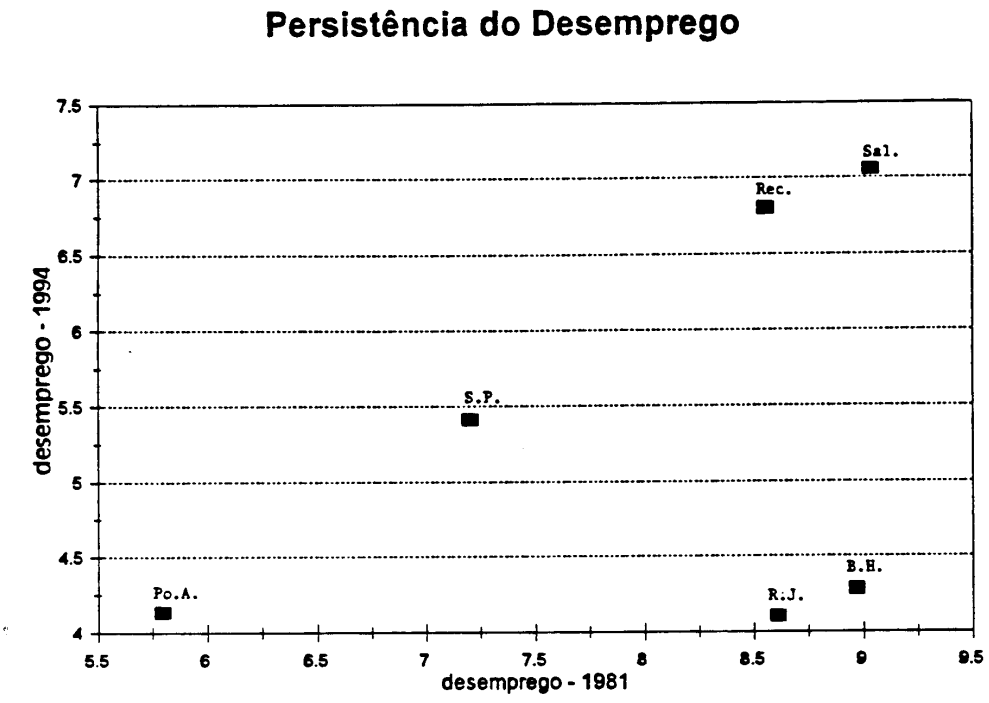
Existem trabalhos que investigam a existência de um diferencial persistente entre as taxas de desemprego regionais de forma mais precisa. Blanchard e Katz (1992) e Bentolila e Jimeno (1995) investigam este fato para Estados Unidos e Espanha respectivamente. Num exercício preliminar ambos constroem um gráfico que identifica se o padrão de apresentar uma taxa de desemprego maior ou menor que a média é mantido em dois instantes separados por 10 anos, para o primeiro trabalho, e 17 anos, para o segundo.

No caso espanhol, de alta persistência relativa, as observações (que correspondem a cada região, com coordenadas equivalentes às taxas de desemprego registradas nos anos referidos) estão distribuídas próximas de uma reta com inclinação positiva. Já no caso americano os pontos não se concentram ao longo de reta alguma, o que indica que a persistência das taxas relativas de desemprego regional nos Estados Unidos é muito baixa.[11]

Replicando este exercício para o Brasil podemos dizer que as séries de desemprego regional apresentam uma persistência relativa baixa. O Gráfico 3 confronta os desempregos regionais médios nos anos de 1981 e 1994.[12] Vê-se que, exatamente, Rio de Janeiro e Belo Horizonte apresentam alterações no padrão discutido, confirmando nossos resultados preliminares. Porto Alegre e São Paulo apresentam taxas mais baixas que a nacional em ambos os anos e Salvador e Recife apresentam taxas mais altas. Poderíamos dizer que o caso brasileiro está mais próximo do americano. Porém, vale ressaltar que nos estudos mencionados o número de observações envolvidas neste tipo de exercício é muito maior do que seis.

[11] Entende-se por taxas relativas de desemprego regional a diferença entre a taxa da região em questão e a taxa nacional.
[12] Estes dois anos foram escolhidos em virtude de construírem o maior espaçamento com anos em que possuo dados para todos os meses (o que não acontecia com 1980 e 1995).

GRÁFICO 3



Tanto Blanchard e Katz (1992) como Bentolila e Jimeno (1995) reforçam seus resultados com estimações de processos univariados do tipo AR(2), para cada taxa de desemprego relativa, em conjunto com funções impulso-resposta associadas a tais processos. Não serão replicados estes exercícios neste trabalho pois seria necessário um horizonte de análise mais longo do que dispomos.

No entanto, replicamos resultados referentes à persistência absoluta dos choques. Este resultado indica se a taxa de desemprego de uma região afetada por um choque demora para se recompor em termos de valores absolutos, ou seja, sem comparar com a taxa nacional ou das demais regiões. Tal resultado foi obtido através de um teste de raiz unitária e será referido como persistência absoluta. Isto porque a presença de raiz unitária em uma série revela que um choque que tenha afetado o seu comportamento tem sua ação prolongada por um longo horizonte de tempo. O procedimento adotado, portanto, foi de submeter, uma a uma, as séries de desemprego (das seis regiões e a do país) a um teste do tipo **Augmented** Dickey-Fuller (ADF).[13]

[13] Adotou-se aqui a especificação incluindo constante, tendência e um número máximo de **lags** igual a 13 meses.

Os resultados que aparecem na Tabela 2 mostram que a 5% não é possível rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária nas variáveis em questão, tanto em nível quanto na forma **logit**.[14] 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 da taxa de desemprego esta faixa é de 0 a 100).[15] Portanto temos evidências de que todas as taxas de desemprego regionais possuem alta persistência absoluta, porém esta persistência não se converte em diferenciais constantes ao longo do tempo.

Tabela 2
Teste de Raiz Unitária (Adf)

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

Tabela 3
Teste de Co-Integração — Regiões e Brasil

Hipótese Nula: r = 0 ; Valores Críticos p/ Recife e Porto Alegre: est.traço 14.1 est.$\lambda_{máx}$ 15.4
Valores Críticos p/ demais regiões: est.traço 19.0 est.$\lambda_{máx}$ 25.3
Hipótese Nula: r • 1 ; Valores Críticos para Recife e Porto Alegre: 3.8*
Valores Críticos p/ demais regiões: 12.3*

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

* Neste caso as duas estatísticas apresentam o mesmo valor.

[14] A forma **logit** consiste em usar log[u/(100-u)] onde u é a taxa de desemprego da região considerada (em percentagem). A série resultante desta transformação pode assumir qualquer valor, atendendo assim a uma condição necessária para se classificar uma série como I(1). Esta condição é a de que em exercícios de previsão os valores estimados possuem variância que tende ao infinito conforme o horizonte se alongue.
[15] Uma exposição esclarecedora sobre este tópico é feita em Campbell e Perron (1991).

5 - A IMPORTÂNCIA DOS FATORES AGREGADOS NO DESEMPREGO REGIONAL: RESULTADOS PARA O BRASIL

5.1 - Sensibilidade Regional

Pretendo replicar os resultados descritos na resenha, fazendo uso da análise de co-integração, para as taxas de desemprego regionais do Brasil. Uma vez constatado, na seção anterior, que estas séries são I(1), efetuaram-se as análises de co-integração envolvendo o desemprego da região especificada e o desemprego nacional. Com base no módulo do valor do coeficiente do vetor de co-integração (se maior ou menor que 1) será feita a classificação da sensibilidade da região a choques agregados (pouco ou muito sensível). No entanto esta medida de sensibilidade vale para o longo prazo.

Estas análises foram desenvolvidas a partir da especificação Vetor Auto-Regressiva (VAR) por ser a especificação para a qual foi desenvolvida toda uma metodologia para aplicar co-integração em variáveis macroeconômicas (metodologia de Johansen, discutida no Item 4). Cada VAR envolverá o logit do desemprego da região em questão, o desemprego nacional, e também uma defasagem destas variáveis[16] (duas no caso de Recife), além de **dummies** sazonais.

Os resultados dos testes de co-integração para o VAR contendo a região especificada aparecem na Tabela 3.[17] Os testes trazem como resultado o número de vetores de co-integração e as suas bases. Estes resultados se referem a uma especificação com uma constante e uma tendência restrita ao vetor de co-integração para Rio de Janeiro, São Paulo, Belo Horizonte e Salvador; e sem tendência para Recife e Porto Alegre.[18] São apresentadas duas estatísticas de teste ($\lambda_{máx}$ 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 co-integra com a série nacional. As demais regiões apresentam taxas de desemprego com uma tendência em comum com a taxa nacional, pois possuem um vetor de co-integração, logo "n - r = 1" (número de tendências em comum). Os vetores de co-integração estão expostos na coluna indicada da tabela a seguir. O coeficiente para o Brasil foi normalizado fazendo seu valor sempre igual a 1. Apenas um dos coeficientes é menor que 1 (São Paulo) mas todos os valores estão muito perto de 1. Ou seja, as outras quatro regiões poderiam ser classificadas como muito sensíveis aos fatores agregados.

[16] Para estabelecer qual o número ótimo de defasagens presente em cada VAR foram usados os critérios de informações de Schwarz.

[17] Foi feita uma comparação dos valores das funções de verossimilhança correspondente às quatro possíveis especificações abrangidas pelo procedimento de Johansen.

[18] Estas especificações se mostraram melhor do que as outras alternativas de acordo com o teste da razão de verossimilhança.

Portanto, seria interessante testar o quão próximo os vetores de co-integração estão de (1,-1).[19] O coeficiente referente à região será usado neste trabalho para classificar esta como muito ou pouco sensível se o seu valor absoluto for maior ou menor que 1. O vetor (1,-1) te diz que as variáveis em questão tendem a realizar movimentos de magnitude exatamente iguais no longo prazo. É rodado então o seguinte teste de restrição para cada uma das cinco regiões que podem atender esta restrição: admitindo-se r = 1, testa-se a hipótese nula de que o vetor seja (1,-1) deixando o valor da tendência (incorporada neste vetor) livre para se ajustar.

A 5% esta hipótese é rejeitada apenas para Belo Horizonte, enquanto para as outras regiões não há evidências para rejeitar a hipótese nula. Portanto, de acordo com este resultado, apenas a região de Belo Horizonte deve ser classificada como muito sensível dado que o coeficiente referente ao seu vetor de co-integração é maior que 1. As demais quatro regiões apresentam uma sensibilidade "normal" pois estes coeficientes podem ser considerados estatisticamente iguais a 1.

Este resultado e o referente à Recife merecem comentários à parte. Em relação a Recife, o Gráfico 4 nos mostra que, entre as seis regiões, esta é a que apresenta o maior percentual de trabalhadores sem carteira assinada. Este fato poderia estar nos revelando que o mercado de trabalho desta região é o mais flexível entre os que foram analisados. Esta alta flexibilidade, por sua vez, poderia mostrar que outras variáveis deste mercado de trabalho absorveriam uma grande parte dos choques que ali incidissem permitindo que o desemprego se torne menos vinculado a estes mesmos choques.

Belo Horizonte, por sua vez, já nos havia apresentado uma indicação do resultado que estamos analisando. Esta região é a que apresenta a maior dispersão de valores na série de desemprego, como foi mostrado na seção anterior, além de ser uma das duas únicas que não mantém um diferencial estável em relação às demais séries regionais. Estes resultados nos sugerem que em Belo Horizonte existe algum elemento responsável por ampliar os efeitos na taxa de desemprego provenientes de choques que afetaram o desemprego no país. Este elemento poderia estar relacionado à rigidez de salários.

Foi mostrado nesta seção que cinco regiões metropolitanas possuem taxas de desemprego que compartilham movimentos semelhantes com a taxa nacional no longo prazo. Este resultado nos leva a caracterizar os fatores (choques) agregados como sendo relevantes na determinação do desemprego regional. Em quatro regiões este resultado ainda é reforçado pela aceitação da restrição (1,-1) no vetor de co-integração, que revela que no longo prazo a taxa nacional e a da região considerada tendem a realizar os mesmos movimentos.

[19] 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.

5.2 - Decomposição dos Choques

Tal como foi reportado na resenha, também foram gerados resultados para a investigação da importância dos choques agregados através de uma decomposição da variância dos choques absorvidos pelas taxas de desemprego regionais e não pelo emprego industrial. Portanto, não foi incluído um fator setorial na decomposição aqui desenvolvida. Os choques foram aqui divididos em fatores agregados e regionais fazendo uso de uma metodologia própria para estimações com dados arrumados na forma painel (método Fuller-Battese). Este método decompõe a variância em fatores relativos ao tempo, fatores relativos às unidades **cross-section** utilizadas (no caso regiões) e fatores aleatórios a partir da estrutura do erro que estratifica este elemento em três partes aditivas: uma afetada exclusivamente pela unidade **cross-section** que se definiu, outra afetada pelo tempo e finalmente uma aleatória afetada por ambos os efeitos.

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

Os fatores temporais (η_t)estariam diretamente associados aos fatores agregados, pois dizem respeito a elementos que fazem com que as regiões sejam afetadas igualmente em cada período de tempo. Os fatores regionais (v_i), por sua vez, dizem respeito a elementos que afetam igualmente cada região ao longo do tempo, sendo associado portanto a elementos idiossincráticos.

O modelo estimado nesta seção é um VAR unindo diversas variáveis resultantes da seção anterior. As variáveis aqui empregadas foram: as primeiras diferenças das taxas de desemprego regionais (na forma **logit**) e quatro vetores de co-integração compartilhados pelas seis regiões. A próxima seção explica de maneira detalhada a forma como foram obtidos tais vetores. Os resultados da decomposição estão expostos na Tabela 6.

Esta abordagem confirma os resultados extraídos pela metodologia de séries temporais. O componente temporal, que representa a parcela de choques agregados, é superior, dado que o componente regional é totalmente insignificante. Vale ressaltar que este método restringe o β a ter o mesmo valor para todo i, porém neste caso algo neste sentido já estava sendo imposto ao repetirmos as mesmas variáveis para todo i.

Este componente regional pode estar se referindo a choques regionais que não têm seu efeito propagado às demais regiões, pois um choque de origem regional pode estar sendo classificado como agregado caso este se propague rapidamente às demais regiões, através de mecanismos diversos, por exemplo a imigração, no mecanismo de propagação sugerido pela teoria compensatória. No entanto esta identificação não é possível de ser explicitada, embora fosse extremamente útil para embasar políticas nesta área de atuação como foi observado por Clark (1991).

Tabela 4
Subespaço de Co-Integração entre Brasil e Regiões

Regiões	Coeficiente do vetor de co-integração
Rio de Janeiro	-1.037
São Paulo	-0.946
Belo Horizonte	-1.091
Porto Alegre	-1.077
Salvador	-1.162

Tabela 5
Teste da Restrição (1,-1) para os Vetores de Co-Integração

Regiões	p-value
Rio de Janeiro	0.577
São Paulo	0.156
Belo Horizonte	0.028
Porto Alegre	0.614
Salvador	0.12

Tabela 6
Decomposição da Variância Procedimento Painel

Componente regional	0.000000
Componente temporal	0.002869
Componente aleatório	0.008541

5.3 - Análise Multirregional

Nesta seção estudaremos a importância dos fatores agregados através dos co-movimentos das taxas de desemprego entre as regiões metropolitanas. Apresentaremos dois tipos de resultados: os de curto e de longo prazos. Uma análise de co-integração multivariada gerou os resultados de longo prazo. São usados os resultados das análises bivariadas para acharmos as relações de longo prazo. Isto se deve ao resultado de que combinações lineares de séries I(0) geram séries com esta característica. Portanto, são gerados quatro vetores de co-integração multivariados a partir dos cinco bivariados. A combinação usada foi a que eliminasse a série nacional pois nesta análise só estamos interessados numa interação entre as seis regiões. Os vetores resultantes aparecem na Tabela 7.

Recentemente, foi desenvolvida uma técnica econométrica para estudar com maior precisão a questão de co-movimentos de duas ou mais séries no curto prazo. Esta técnica denominada análise de co-fator foi desenvolvida em Engle e Kozicki

(1993). A análise de co-fator é um complemento da análise de co-integração. 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.

Se, no caso da co-integração, a quantidade de vetores (r) nos indica a quantidade de tendências comuns (n-r), no caso de co-fatores a quantidade de vetores (s) nos indica a quantidade de ciclos comuns (n-s) compartilhada entre as variáveis. Vale ressaltar que as duas análises não necessariamente são excludentes. Nos casos onde se quer estudar co-movimentos de longo e de curto prazos é feita primeiro a análise de co-integração, construída a representação MVCE e, a partir desta, faz-se a análise de co-fator.

Logo partindo dos resultados da Tabela 7 podemos construir nossa representação MVCE que nos permite fazer uma análise de co-fator e extrair resultados para o curto prazo. Quando a representação Vetor Auto-Regressivo, submetida ao teste de co-integração, apresentar apenas uma defasagem das variáveis, então, necessariamente haverá um vetor co-fator (que também é o caso das análises bivariadas), que pode ser extraído a partir de uma matriz associada ao vetor de co-integração presente na representação MVCE.

Existem dois vetores de co-fator, o que nos permite confirmar a existência de co-movimentos também para o curto prazo. Estes resultados apontam para a existência de duas tendências compartilhadas pelas regiões. Os vetores de co-fator das seis regiões estão expostos na tabela, porém não se pode atribuir a tais coeficientes o mesmo significado em relação a medidor de sensibilidade. No entanto, podemos afirmar que há co-movimentos entre estas séries tanto no longo como no curto prazo, e o desemprego destas regiões apresenta quatro ciclos em comum, além das tendências já observadas.

Tabela 7
Subespaço de Co-Integração entre as Seis Regiões Metropolitanas

Rio de Janeiro	São Paulo	Belo Horizonte	Recife	Salvador	Porto Alegre
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

Rio de Janeiro	São Paulo	Belo Horizonte	Recife	Salvador	Porto Alegre
0	0	0	1	0	0
1	1.10	0.95	0	-0.89	0.96

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 co-integração e um de co-fator com a série nacional, conforme foi citado anteriormente, é de que há uma tendência e um ciclo compartilhados por par mencionado. Explicitaremos esta propriedade derivada da análise de co-integração através de uma decomposição do tipo ciclo-tendência. Esta decomposição, desenvolvida recentemente, nos permite atribuir valores a estes dois componentes que somam o valor da série regional.

Como o número de variáveis nestas análises bivariadas (2) é igual à soma do número de vetores de co-integração e de co-fator (1+1) em cinco regiões, é possível decompor estas séries regionais tal como foi proposto por Engle e Issler (1993). Esta metodologia parte da especificação MVCE e trabalha com os vetores de co-integração e co-fatores 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.

Exatamente devido a este fato, poderíamos associar estes elementos de tendência compartilhados tanto pela região quanto pelo país a elementos estruturais. Isto porque a tendência exprime exatamente qual o valor esperado para a taxa de desemprego da região analisada num futuro distante, quando todos os efeitos transitórios já não tivessem mais impacto, e portanto apenas os elementos estruturais estivessem atuando. Os elementos estruturais do desemprego motivaram o conceito de taxa natural de desemprego, que desempenha o papel de um indicador do nível de pleno emprego.

A literatura vinculada a este tema tratava esta taxa natural como um dado valor que somente era alterado por choques extremamente potentes tal como o choque do petróleo. Após um choque desta magnitude os especialistas reviam o valor a ser adotado como a taxa natural e este seguia inalterado até a próxima revisão. Hoje em dia a idéia de que esta taxa natural pode oscilar vem ganhando espaço na literatura. O argumento adotado é o de que os fatores que atuam no componente estrutural não são completamente rígidos.

A decomposição para as regiões brasileiras está ilustrada nos Gráficos 4 a 8. Os gráficos nos mostram que nas cinco regiões metropolitanas a série de desemprego está sempre muito próxima da tendência, principalmente em São Paulo e no Rio de Janeiro. Portanto, estas regiões apresentam taxas de desemprego muito próximas do que se convencionou chamar de taxa natural de desemprego. Tal fenômeno é mais acentuado no Rio de Janeiro e em São Paulo.

GRÁFICO 4

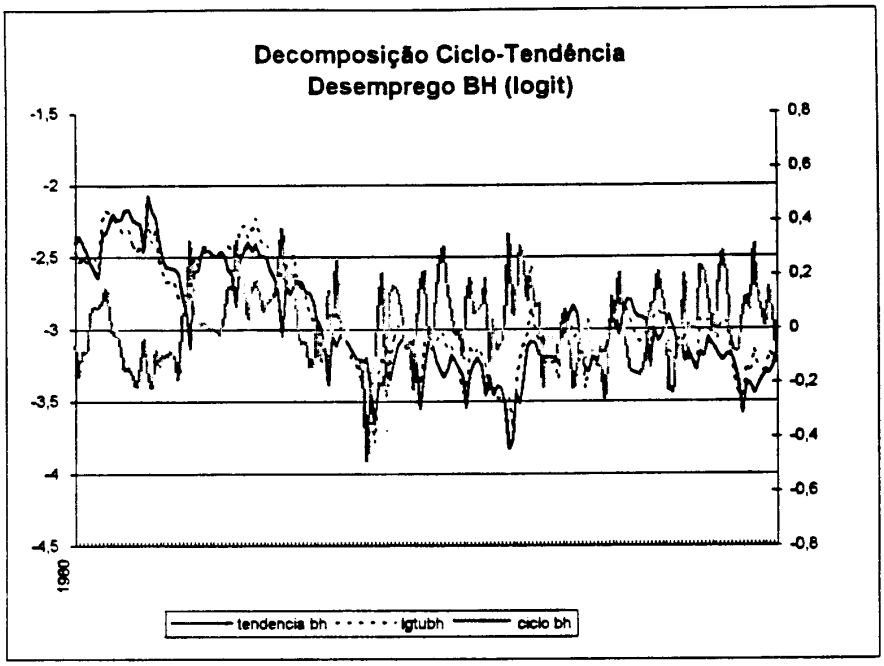


GRÁFICO 5

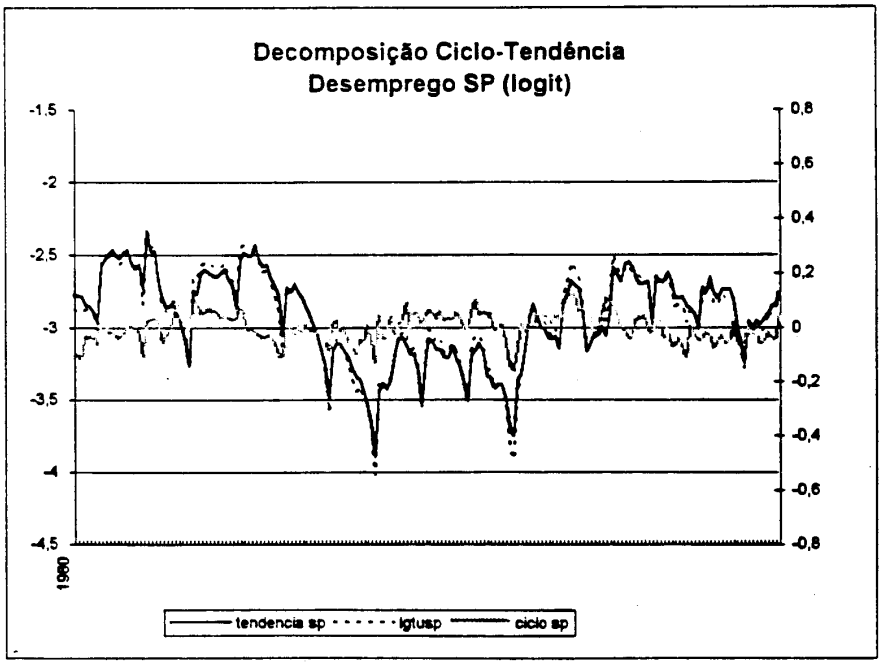


GRÁFICO 6

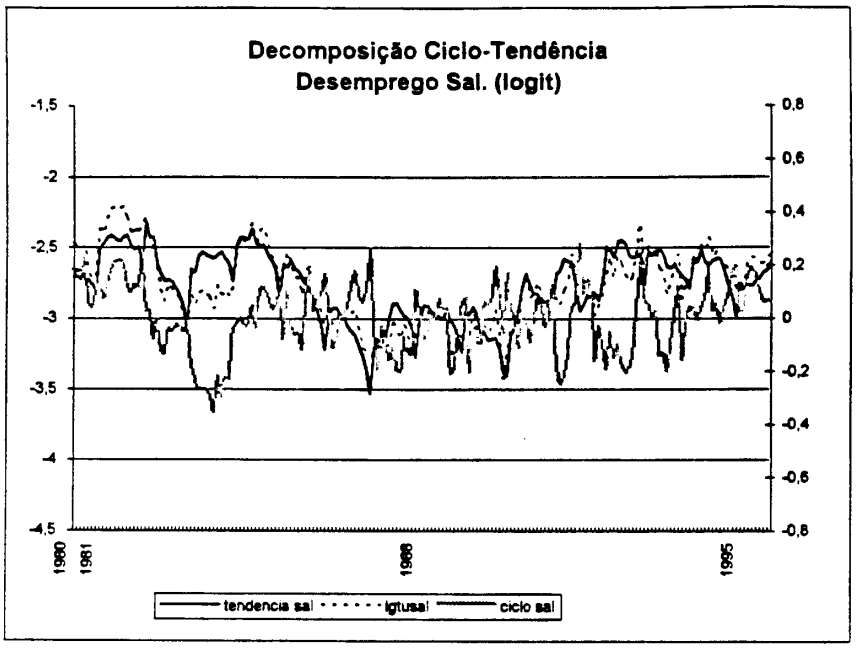


GRÁFICO 7

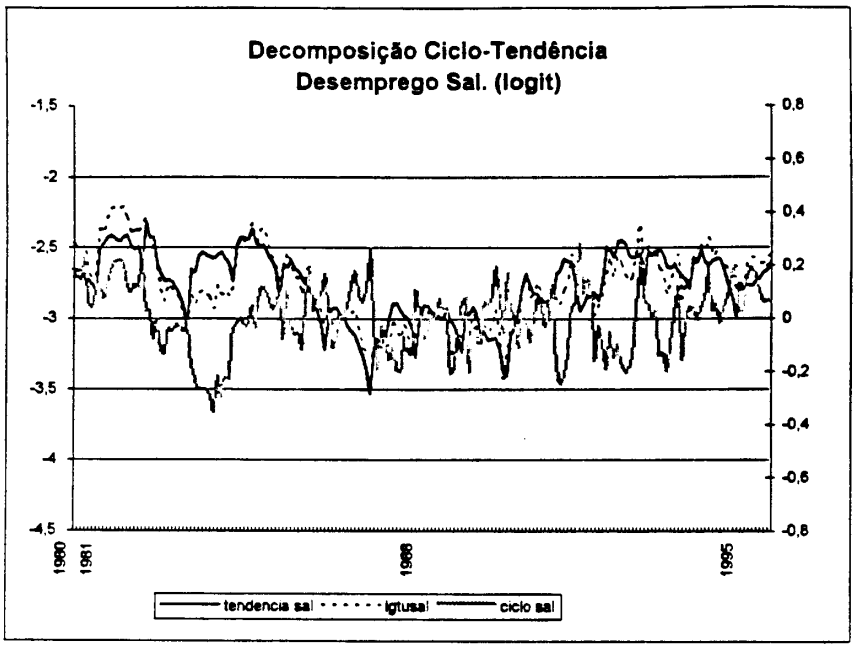
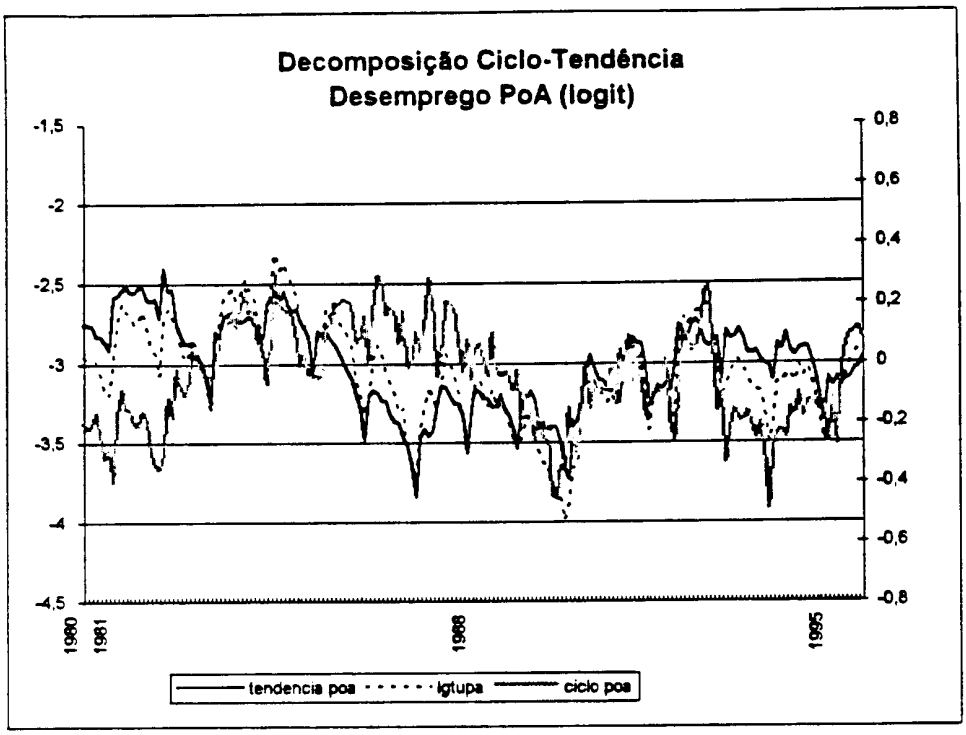


GRÁFICO 8

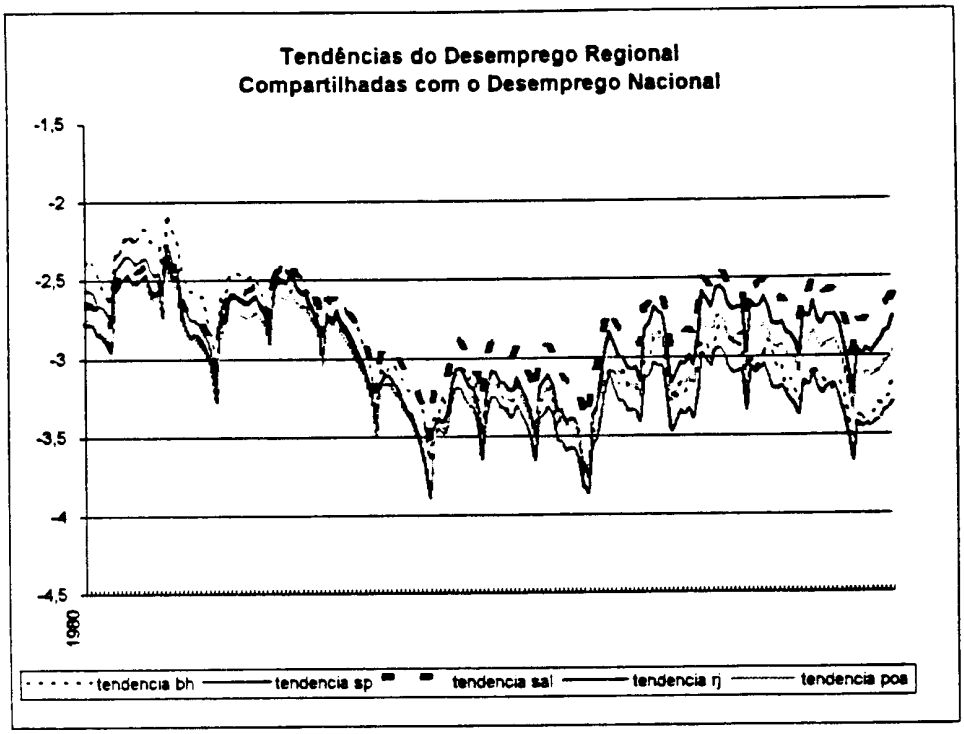


Desta proximidade conclui-se que uma política voltada para combater o desemprego regional no curto prazo teria um efeito muito reduzido, uma vez que esta política estaria vinculada aos fatores que compõem o elemento conjuntural. Logo para um esforço de combate ao desemprego ser bem-sucedido nas regiões brasileiras, deve-se dar ênfase a políticas que atuem no componente estrutural.

A literatura afim aponta como exemplo de política eficiente uma melhoria no sistema de informação de emprego de forma que se agilize a busca por emprego feita por um desempregado. Uma outra política sugerida é a de fornecer condições para os trabalhadores se educarem e/ou adquirirem qualificações mais voltadas para determinadas atividades. O efeito esperado é o de tornar os trabalhadores capazes de transitar entre os diferentes setores da economia sem envolver um tempo de espera no desemprego.

Inclusive este padrão de política poderia ser utilizado para reduzir os diferenciais persistentes entre as taxas regionais já apontados, bastando priorizar as regiões com taxas naturais mais altas. No entanto, podemos notar por intermédio do Gráfico 9 que, entre os componentes estruturais das diferentes regiões, não há um **ranking** estável, capaz de nos apontar as regiões a serem priorizadas na tentativa de se reduzir os diferenciais. Porém vale ressaltar que os componentes estruturais das regiões estão muito próximos uns dos outros, revelando que os fatores agregados seriam importantes na determinação destes componentes para todas as cinco regiões.

GRÁFICO 9



Aproveitando este desdobramento das séries em duas partes pode-se realizar um exercício de decomposição de variância do erro de previsão. Este exercício consiste em calcular o percentual da variância de uma inovação que é atribuído à parte cíclica da série e o percentual atribuído à tendência.[20] De acordo com a interpretação assumida este resultado nos revela quanto de uma alteração no desemprego, causada por um choque qualquer, é absorvida pela parte estrutural e quanto pela parte conjuntural. Ou seja, estamos de alguma forma medindo quão flexível é a taxa natural destas regiões.

Os resultados expostos nas Tabelas 9 e 10 retratam a parcela da variância do desemprego 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 100% e o percentual atribuído à tendência no horizonte em questão. Os resultados apontam que os erros de previsões seriam quase 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.[21]

[20] Entende-se por inovação uma mudança no comportamento de uma série que não poderia ser previsto fazendo uso apenas do comportamento passado desta série.

[21] 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.

Tabela 9
Decomposição da Variância - Análise Bivariada
Percentual atribuído à tendência - Método 1

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

Tabela 10
Decomposição da Variância - Análise Bivariada
Percentual atribuído à tendência - Método 2

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

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 a matriz triangular que é necessária para se chegar a tais resultados.

Esta análise também pode ser feita com os resultados gerados pela análise multivariada, onde teríamos 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 na decomposição fazendo uso também dos vetores de co-fator (ver Gráficos 10 a 15). Note-se que em Recife a tendência está colada na série e nas demais regiões este componente se comporta de maneira extremamente semelhante ao correspondente na análise bivariada. Ou seja, nestas regiões confirma-se o padrão já discutido de apresentar a taxa natural (componente estrutural) bastante próxima da taxa de desemprego.

GRÁFICO 10

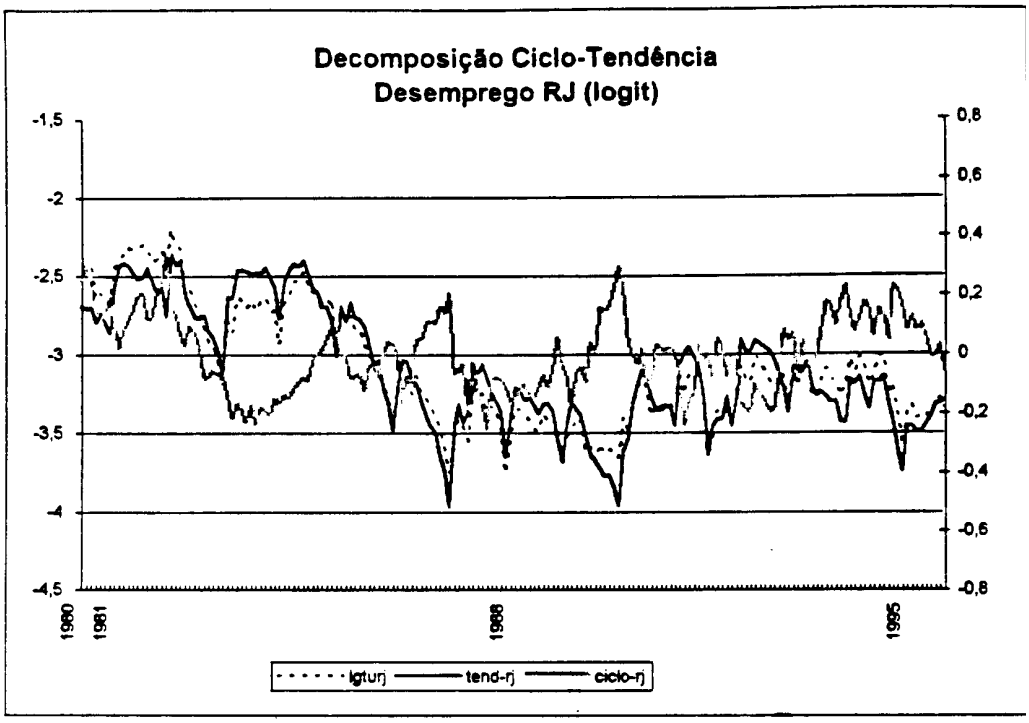


GRÁFICO 11

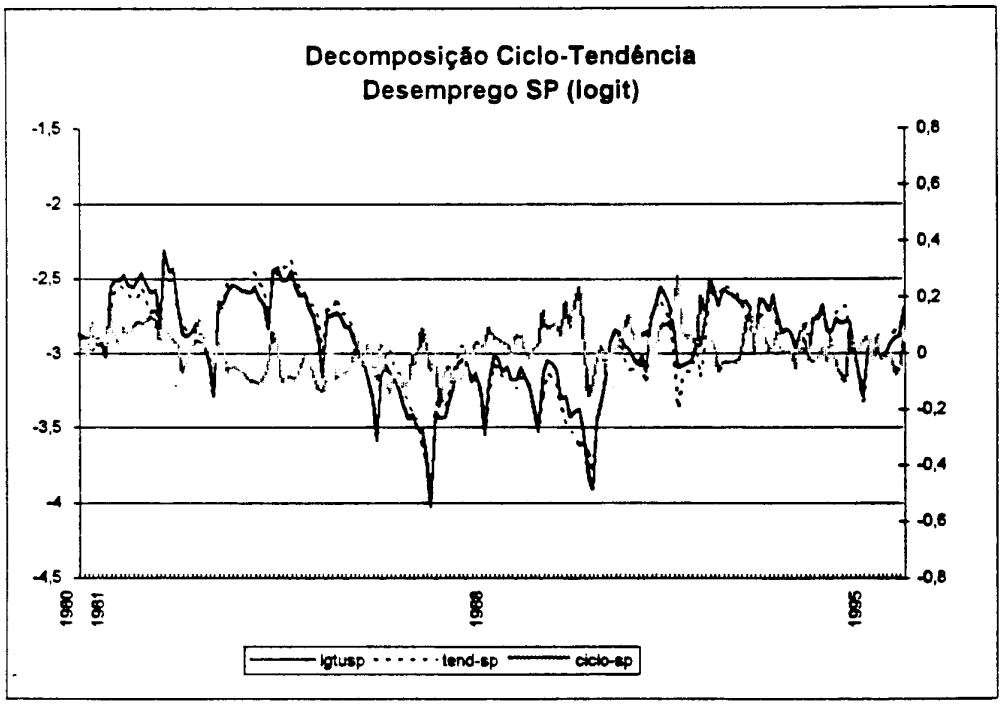


GRÁFICO 12

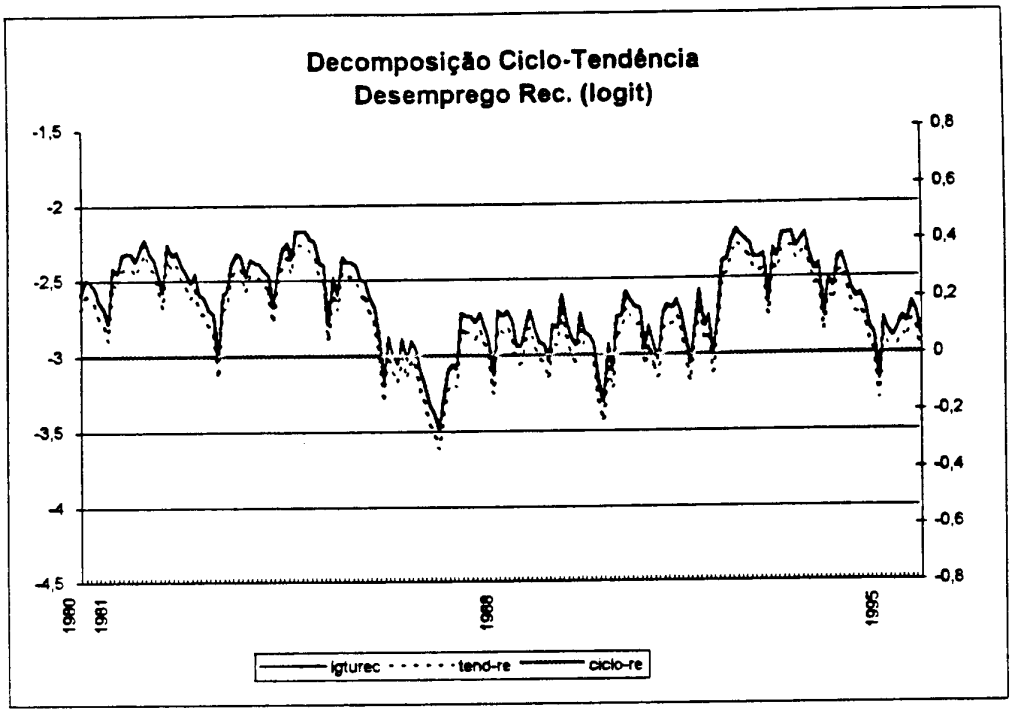


GRÁFICO13

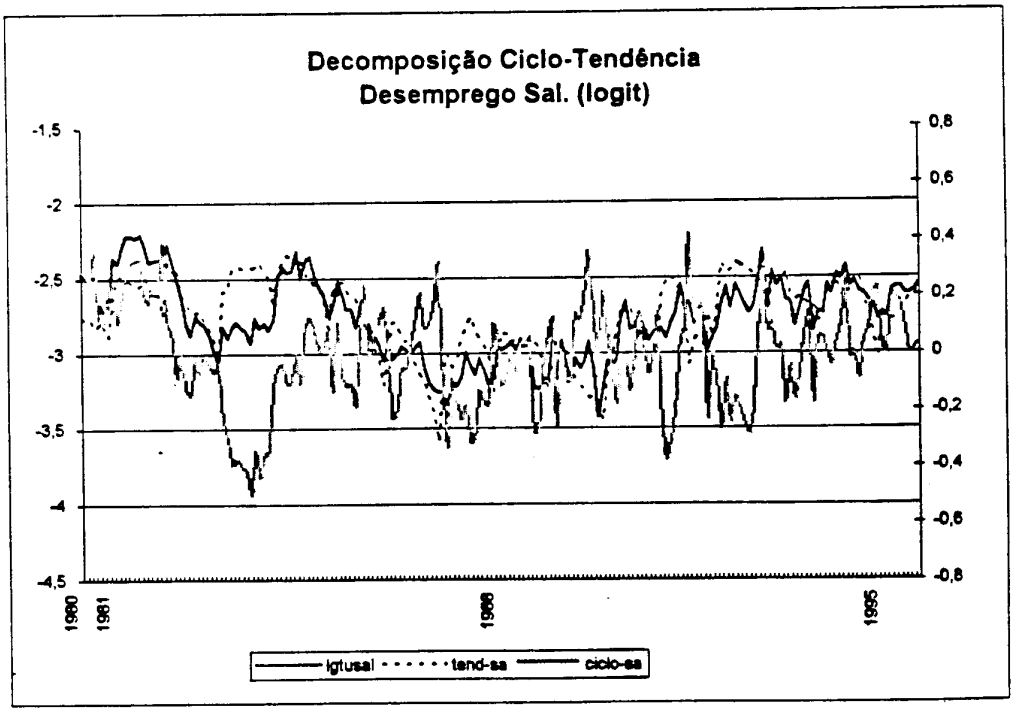


GRÁFICO 14

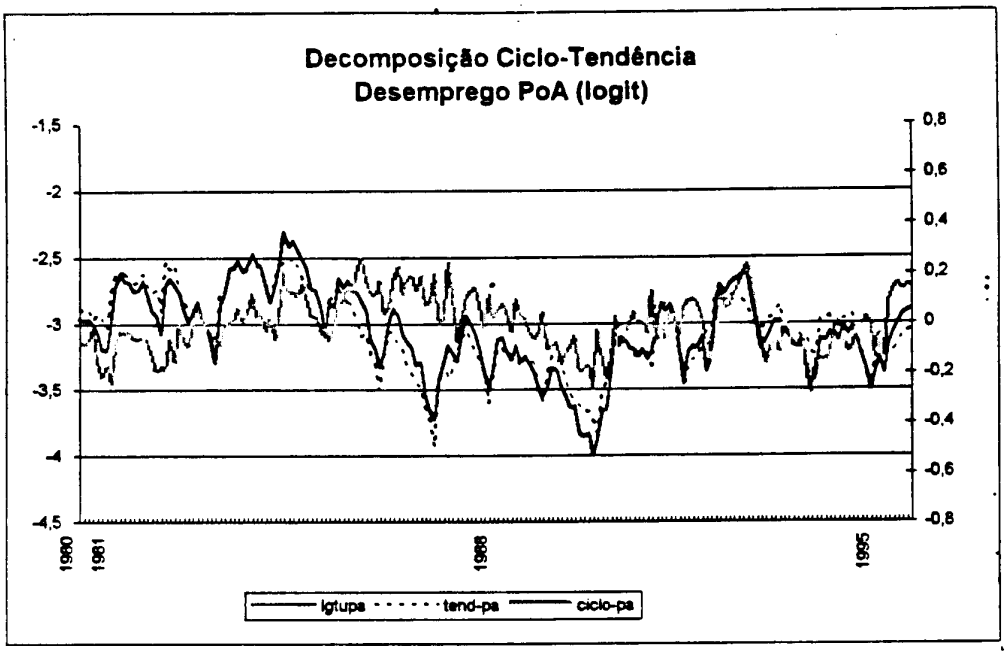
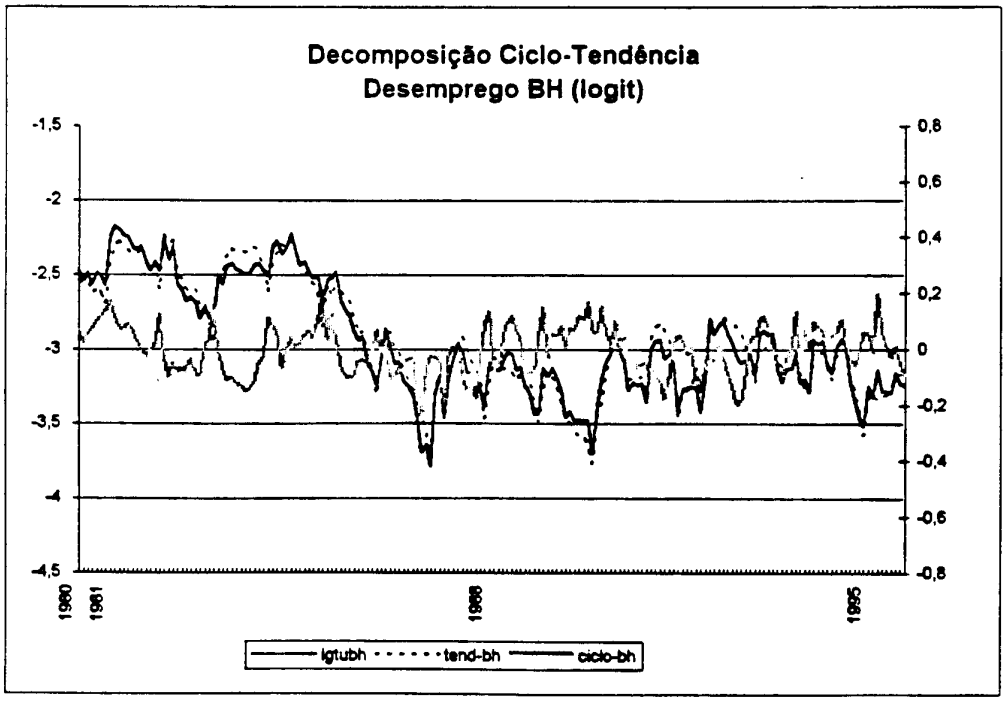


GRÁFICO 15



Em relação ao exercício de decomposição da variância do erro de previsão, também se 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.

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 parte do desemprego da região 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 co-integra com a série nacional), a sua tendência reflete fatores exclusivos a esta região.

Tabela 11
Decomposição da Variância - Análise Multivariada
Percentual atribuído à tendência - Método 1

Regiões	1 mês	1 ano	2 anos
Rio de Janeiro	98.37	97.81	98.94
São Paulo	91.15	91.12	87.57
Belo Horizonte	83.68	99.48	97.11
Recife	99.37	91.92	98.82
Porto Alegre	98.27	83.66	98.91
Salvador	76.55	97.35	97.08

Tabela 12
Decomposição da Variância - Análise Multivariada
Percentual atribuído à tendência - Método 2

Regiões	1 mês	1 ano	2 anos
Rio de Janeiro	81.42	90.03	95.24
São Paulo	84.36	95.89	97.00
Belo Horizonte	72.69	89.84	93.05
Recife	100.0	100.0	100.0
Porto Alegre	80.71	92.29	95.49
Salvador	29.65	77.00	86.01

7 - CONCLUSÃO

As evidências que foram mostradas ao longo deste trabalho contestam à associação, colocada na Introdução, entre fatores que atuam no curto ou no longo prazo com fatores de origem agregada ou estrutural da região respectivamente. Na verdade, os resultados revelam que tanto os fatores agregados como os fatores estruturais exercem forte influência no comportamento do desemprego regional tanto no curto como no longo prazo.

Os primeiros resultados (descritos na Seção 4) ainda não são conclusivos, pois mostram apenas que as taxas de desemprego de todas as regiões apresentam um padrão de persistência absoluta. Em seguida mostramos que parece haver uma persistência relativa do desemprego nas regiões com maiores taxas médias, que são Recife e Salvador. Ou seja em todas as regiões observadas, os choques que são absorvidos pelas respectivas taxas de desemprego têm seus efeitos prolongados por um longo horizonte de tempo. Além disso, as duas regiões nordestinas mantêm um padrão de registrarem as taxas mais altas, dentre as analisadas, no começo e no fim do período.

No entanto, ao replicarmos os resultados sobre a importância dos fatores agregados quebra-se a associação entre os fatores agregados e os que atuam no curto prazo. A análise dos co-movimentos de curto e de longo prazos nos mostram que os fatores agregados são relevantes nestes dois horizontes considerados. Antes as análises bivariadas já comprovavam que o desemprego nacional exerce forte influência no desemprego das regiões metropolitanas, com exceção de Recife. Mostramos também que especialmente em Belo Horizonte os choques agregados tendem a ter seus efeitos ampliados sobre a taxa de desemprego desta região. A decomposição da variância dos choques nos permite identificar que o componente temporal (que captaria os fatores agregados) é muito mais significativo do que o componente regional.

Em seguida quebra-se a associação entre os fatores estruturais da região e os que atuam no longo prazo. Esta quebra está associada às estimativas de taxas naturais de desemprego, que refletem o comportamento dos fatores estruturais, de cinco regiões metropolitanas (Rio de Janeiro, São Paulo, Belo Horizonte, Salvador e Porto Alegre). Em todas estas regiões as taxas naturais se mantêm em níveis muito próximos dos registrados para as respectivas taxas efetivas de desemprego. Mesmo em horizontes de curto prazo as taxas naturais absorvem quase totalmente os choques que se abatem sobre as taxas de desemprego das regiões analisadas.

Em suma, a conclusão deste trabalho é de que o desemprego de cinco das seis principais regiões metropolitanas do Brasil é regido por fatores agregados e estruturais. Uma possível justificativa para estes resultados é a de que durante o período a economia brasileira experimentou diversos choques agregados na forma de planos de estabilização caracterizados por transformações abruptas na economia. Além disso o aparato institucional relacionado às variáveis do mercado de trabalho é, de uma forma geral, homogêneo em toda a extensão do território nacional.

Estes resultados tendem a sugerir que a melhor estratégia em termos de política para o desemprego regional seria exercer uma política que atuasse no desemprego nacional. Porém, a fonte de um choque agregado pode ser um choque regional, que se propaga devido aos mecanismos que mantêm os mercados de trabalhos regionais integrados. Neste caso uma política regional tenderia a ser mais eficiente. Vale lembrar que Recife pode ser uma exceção a esta estratégia, além de outras regiões não estudadas.

BIBLIOGRAFIA

ALTONJI, J., HAM, J. Variation in employment growth in Canada: the role of external, national, regional, and industrial factors. **Journal of Labor Economics**, v.8, n.1 supplement, p.S198-236, 1990.

BENTOLILA, S., JIMENO, J. **Regional unemployment persistence: Spain 1976-1994**. 1995 (C.E.P.R. Discussion Paper, 1.252).

BLANCHARD, O., KATZ, L. Regional evolutions. **Brookings Papers on Economic Activity**, 1, p.1-75, 1992.

BRECHLING, F. Trends and cycles in British regional unemployment. **Oxford Economic Papers**, 19, p.1-21, 1967.

BYERS, J.D. The cyclical sensitivity of regional unemployment: an assessment. **Regional Studies**, v.24, n.5, p.447-453, 1990.

_____. Testing for common trends in regional unemployment. **Applied Economics**, 23, p.1.087-1.092, 1991.

CAMPBELL, J., PERRON, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit-roots. **NBER Macroeconomic Annual**, 1991.

CHAPMAN, P. The dinamics of regional unemployment in the UK, 1974-89. **Applied Economics**, 23, p.1.059-1.064, 1991.

CLARK, T. **Nation, region-specific, and industry-specific shocks as sources of fluctuations in U.S. regions and industries**. 1991 (Versão não-publicada).

DHRYMES, P. **Econometrics: statistical foundations and applications**. New York, Ed. Springer-Verlag, 1970.

ENGLE, R., ISSLER, J.V. **Estimating sectoral cycles using cointegration and common features**. 1993 (NBER Working Paper Series, 4.529).

ENGLE, R., KOZICKI, S. Testing for common features. **Journal of Business & Economic Statistics**, v.11, n.4, p.369-390, 1993.

GORDON, I.R. The cyclical sensitivity of regional employment and unemployment differentials. **Regional Studies**, 19, p.95-110, 1985.

_____. Evaluating the effects of employment changes on local unemployment. **Regional Studies**, v.22, n.2, p.135-147, 1988.

GRANGER, C. Developments in the study of cointegrated economic variables. In: ENGLE, R., GRANGER, C. (eds.). **Long-run economic relationships: readings in cointegration**. Oxford University Press, 1991.

_____. Introduction. In: ENGLE, R., GRANGER, C. (eds.). **Long-run economic relationships: readings in cointegration**. Oxford University Press, 1991.

GRANGER, C., NEWBOLD, P. Spourious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, v.2, p.111-120, 1974.

HALL, R. Why is the unemployment rates so high at full employment? **Brookings Papers on Economic Activity**, III, p.709-756, 1970.

_____. Turnover in the labor force. **Brookings Papers on Economic Activity**, III, p.709-764, 1972.

HARRIS, C.P., THIRLWALL, A.P. Interregional variations in cyclical sensitivity to unemployment in the united kingdom, 1949-1964. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.30, p.55-66, 1968.

HENDRY, D. Econometric modelling with cointegrated variables. In: ENGLE, R., GRANGER, C. (eds.). **Long-run economic relationships: readings in cointegration**. Oxford University Press, 1991.

LILIEN, D. Sectorial shifts and cyclical unemployment. **Journal of Political Economy**, v.90, n.4, 1982.

MARCHAND, C. Structural and cyclical factors in the transmission patterns of unemployment in OECD countries. **Regional Studies**, v.22, n.2, p.121-134, 1988.

MARSTON, S. Two views of the geographic distribution of unemployment. **Quarterly Journals of Economics**, Feb. 1985.

OSTERWALD-LENUM, M. 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, 1992.

PISSARIDES, C., McMASTER, I. Regional migration, wages and unemployment: empirical evidence and implications for policy. **Oxford Economic Papers**, v.42, p.812-831, 1990.

SAS INSTITUTE. **SAS/ETS software applications guide**, 1995.

SAVEDOFF, W. **Regional wage differences in Brazil's urban labor markets**. Universidade de Boston, 1992 (Tese de Doutorado).

STOCK, J., WATSON, M. Variables trends in economic time series. In: ENGLE, R., GRANGER, C. (eds.). **Long-run economic relationships: readings in cointegration**. Oxford University Press, 1991.

TILLER, R., BEDNARZIK, R. The behavior of regional unemployment rates over time: effects on dispersion and national unemployment. **Journal of Regional Science**, v.23, n.4, p.479-499, 1983.

VAHID, F., ENGLE, R. Common trends and common cycles. **Journal of Applied Econometrics**, v.8, p.341-360, 1993.

VAN DUIJN, V.V. The cyclical sensitivity to unemployment of dutch provinces, 1950-1972. **Regional Science and Urban Economics**, v.5, p.107-132, 1975.