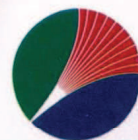


REN *Revista Econômica do Nordeste*

Volume 35 • julho-setembro/2004 • www.bnb.gov.br

Nº 03

**Banco do
Nordeste**



O nosso negócio é o desenvolvimento

REN

*Revista
Econômica
do Nordeste*

Vol. 35 N° 03 jul-set 2004

**Banco do
Nordeste**



Presidente:

Roberto Smith

Diretores:

Antônio Roberto de Sousa Paulino
Francisco de Assis Germano Arruda
João Emílio Gazzana
Luis Ethewaldo de Albuquerque Guimarães
Pedro Eugênio de Castro Toledo Cabral
Victor Samuel Cavalcante da Ponte

**Escritório Técnico de Estudos
Econômicos do Nordeste - Etene**

REVISTA ECONÔMICA DO NORDESTE

EDITOR CIENTÍFICO

José Sydrião de Alencar Júnior
Superintendente do Etene

EDITOR TÉCNICO

Jornalista Ademir Costa
Reg. 461/03/66-CE

REDAÇÃO

Superintendência de Comunicação e Cultura
Av. Paranjana, 5.700 – Passaré
CEP.: 60.740-000 Fortaleza – Ceará – Brasil
(85) 3299.3137 - Fax: (85) 3299.3530
ren@bnb.gov.br

CONSELHO EDITORIAL

Carlos Roberto Azzoni

Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas - FIPE-SP

Emerson Luís Lemos Marinho

Curso de Pós-graduação em Economia - CAEN-CE

Francisco Sousa Ramos

Programa de Mestrado e Doutorado em Economia da
Universidade Federal de Pernambuco - PIMES-PE

Clóvis José de Daudt Lyra Darrigue de Faro

Fundação Getúlio Vargas - FGV-RJ

Ahmad Saeed Khan

Mestrado em Economia Rural do Ceará

Virgínia Pontual

Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Urbano e Regional da Universidade Federal de Pernambuco

Luís Antonio Mattos Filgueiras

Mestrado em Economia da Bahia

Paulo Brígido Rocha Macêdo

Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional -
CEDEPLAR

Airton Sabóya Valente Júnior

Escritório Técnico de Estudos Econômicos do Nordeste
-ETENE

COMISSÃO EDITORIAL

José Sydrião de Alencar Júnior (Coordenador), Biágio de Oliveira Mendes Júnior, Maria Odete Alves, Airton Saboya Valente Júnior e José Maria Marques de Carvalho, Técnicos do ETENE, Paulo Sérgio Souto Mota (Assessoria de Comunicação Social) e Ademir Costa

ASSINATURAS

Para fazer sua assinatura e pedir informações, o interessado entra em contato com o Cliente Consulta.

Ligação gratuita: 0800 78.3030.

Preço da assinatura anual:

Brasil, R\$ 40,00 Exterior: US\$ 50,00.

Número avulso ou atrasado: R\$ 10,00

Número Especial: R\$ 20,00

EQUIPE DE APOIO

Revisão Vernacular:

Acesso - Assessoria Documental e Roberto Cunha Lima

Normalização Bibliográfica

Rita de Cássia Alencar e Perpétua Socorro Tavares
Guimarães Azevedo

Revisão de Inglês:

Flávia de Deus Martins

Suporte de Atendimento

Patrício de Moura

RESPONSABILIDADE E REPRODUÇÃO

Os artigos publicados na Revista Econômica do Nordeste são de inteira responsabilidade de seus autores. Os conceitos neles emitidos não representam, necessariamente, pontos de vista do Banco do Nordeste do Brasil S.A. Permite-se a reprodução parcial ou total dos artigos da REN, desde que seja mencionada a fonte.

INDEXAÇÃO

A Revista Econômica do Nordeste é indexada por:

Dare Databank

UNESCO – Paris – FRANCE

Public Affairs Information Service, Inc. (PAIS)
New York – U.S.A.

Clase – Citas Latinoamericanas en Ciencias
Sociales y Humanidades
Coyoacan – MÉXICO

Depósito Legal junto a Biblioteca Nacional,
conforme decreto nº. 1823, de 20 de dezembro de 1907

Revista econômica do nordeste. V.1— jul. 1969—
Fortaleza, Escritório Técnico de Estudos Econômicos do Nordeste do
Banco do Nordeste do Brasil.
v. illus. Trimestral

Título varia: jul.1969—jan—1973, Revista Econômica.
Mudança de numeração: v.1-5, n. 1-22; v.6-20, n.1-4 1975-90; v.20,
n.1-2; v.21, n.3/4; v.22, n.1/4; v.23, n.1/4, v.24, n.1/4

1. Economia — Brasil — Nordeste — Periódico. 2. Desenvolvimento
regional — Periódicos. I Banco do Nordeste do Brasil. Escritório Técnico de Estudos
Econômicos do Nordeste.

CDU 33(812/814)(05)
338.92(1—3)(05)

SUMÁRIO

AO LEITOR

Etene Volta a Publicar a Conjuntura Econômica	295
---	-----

DOCUMENTOS TÉCNICO-CIENTÍFICOS

IGNÁCIO TAVARES DE ARAÚJO JÚNIOR e RAUL DA MOTA SILVEIRA NETO Concentração Geográfica de Capital Humano, Ganhos de Produtividade e Disparidades Regionais de Renda: evidências para o Brasil metropolitano	297
CLÁUDIA MALBOUISSON e WILSON F. MENEZES Duração do Desemprego na Região Metropolitana de Salvador: mensuração e análise	315
CRISTIANO AGUIAR DE OLIVEIRA Crescimento Econômico das Cidades Nordestinas: um enfoque da nova geografia econômica	339
EURILTON ARAÚJO Medindo o Impacto Regional da Política Monetária Brasileira: uma comparação entre as regiões Nordeste e Sul	356
LIVIO ANDRADE WANDERLEY e ALZIR ANTÔNIO MAHL Atividades de Exportação do Nordeste e seu Impacto Endógeno	394
TIAGO FARIAS SOBEL e ECIO DE FARIAS COSTA Impactos na Geração de Empregos e Renda da Implantação do Projeto Pontal no Vale do São Francisco	405
RUBENS SONSOL GONDIM, ADUNIAS DOS SANTOS TEIXEIRA, MORSYLEIDE DE FREITAS ROSA, MARIA CLÉA BRITO DE FIGUEIREDO, PAULO MIRANDA PEREIRA, CARLOS ALEXANDRE GOMES COSTA e KLEBER VASCONCELOS SABINO Diagnóstico da Agricultura Irrigada no Baixo e Médio Jaguaribe	424

RESENHA

JACKSON DANTAS COELHO Pólos de Desenvolvimento Integrado: uma proposta de avaliação	431
--	-----

DA REDAÇÃO

ENDEREÇOS DOS AUTORES	432
NORMAS PARA APRESENTAÇÃO DE ORIGINAIS	433
RELAÇÃO DE CONSULTORES	436

Etene volta a publicar a Conjuntura Econômica do Nordeste

O Escritório Técnico de Estudos Econômicos do Nordeste (ETENE) volta a publicar a Conjuntura Econômica do Nordeste, cujas edições foram suspensas no início da década de 1990. Consta de uma análise de dados internacionais e regionais, reclamada com maior insistência por estudiosos, principalmente após o fim da Superintendência de Desenvolvimento do Nordeste (Sudene). A iniciativa editorial é parte do processo de fortalecimento do papel do Banco do Nordeste na região, deflagrado por seu presidente, Prof. Dr. Roberto Smith.

A Conjuntura Econômica do Nordeste é um importante instrumento de orientação dos negócios do BNB e de sinalização para os agentes econômicos da região. Disponibilizará informações sobre os principais setores econômicos, dados dos Estados nordestinos e comércio exterior, bem como projeções da economia regional.

O número inicial de Conjuntura Econômica vem datado de outubro de 2004, com a coordenação técnica de Biágio de Oliveira Mendes Júnior, gestor da área de pesquisa e desenvolvimento da indústria e serviços, do ETENE. Além da edição impressa, ficará disponível também na Internet e, a partir do próximo ano, a publicação será mensal.

A publicação se insere em um projeto maior de revitalização da área de pesquisa e do projeto editorial do BNB. Deste conjunto de medidas faz parte a mobilização do Comitê de Editoração (Cedit) que, em suas primeiras decisões, resolveu que o Banco dará prioridade à edição de obras que se enquadrem nas coleções Teses e Dissertações, Documentos do Etene, Ensaio e Reedições.

Concentração Geográfica de Capital Humano, Ganhos de Produtividade e Disparidades Regionais de Renda: Evidências para o Brasil Metropolitano*

Ignácio Tavares de Araújo Júnior

* *Doutorando do Programa de Pós-graduação em Economia da UFPE (PIMES) e do Laboratório TEAM da Université Paris 1.*

* *Bolsista do CNPq.*

Raul da Mota Silveira Neto

* *Professor de Economia, Departamento de Economia / Pós-graduação em Economia (PIMES), Universidade Federal de Pernambuco (UFPE).*

* *Pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e do NEAR.*

Resumo

Este trabalho procura fornecer evidências a respeito da presença de externalidades positivas do estoque regional de capital humano sobre a produtividade individual dos agentes e investigar em que medida as diferenças de estoque de capital humano entre as regiões brasileiras explicam os diferenciais de renda observados. Os resultados obtidos sugerem que, de fato, o estoque de capital humano regional atua positivamente sobre a produtividade individual, ou seja, como uma externalidade elevando a renda dos agentes. Além disto, tal efeito é mais forte para as pessoas situadas nos *quantis* superiores da distribuição condicional da renda, ou seja, onde supostamente a produtividade individual é maior. As diferenças de disponibilidade local de capital humano regional também se mostraram importantes para explicar as disparidades regionais de renda em relação à região Sudeste, principalmente para a região Nordeste.

Palavras-chave:

Capital humano; Retorno da educação; Disparidades regionais.

* Trabalho vencedor do 1º lugar, categoria profissional, no IX Encontro Regional de Economia promovido pelo Banco do Nordeste em Fortaleza, em julho de 2004.

1 - INTRODUÇÃO

Parece haver algum consenso de que, submetidos a ambientes sociais diferentes, indivíduos com mesmos níveis de habilidades produtivas, ou capital humano, tendem a apresentar produtividades e, assim, níveis de renda diferentes. Por um lado, isto talvez possa ser explicado por diferentes estruturas de incentivos com respeito à exploração das habilidades individuais; por outro, pelo fato de que dificilmente os benefícios produtivos do capital humano são apreendidos apenas pelos seus proprietários, o que poderia gerar uma vantagem produtiva aos residentes em ambientes sociais com níveis mais elevados de estoque de capital humano agregado ou social.

De fato, esta última possibilidade de ganhos individuais de produtividade decorrentes de níveis mais elevados de capital humano social, ou seja, das externalidades do capital humano, já é reconhecida há algum tempo pela literatura tradicional do desenvolvimento (SCHULTZ, 1988). De maneira mais formal e do ponto de vista macroeconômico, tais ganhos de produtividade também têm sido incorporados às novas teorias de crescimento econômico. Lucas (1988), Azariadis e Drazen (1990), por exemplo, tratam os níveis médios de capital humano das economias como um insumo (social) adicional nas funções de produção agregadas. Por sua vez e na dimensão microeconômica, Jovanovic e Rob (1989) fundamentam tais externalidades do capital humano a partir da maior difusão de conhecimento resultante da interação dos indivíduos no convívio social; aqui, um nível mais elevado da qualificação individual média aumentaria a probabilidade de ganhos obtidos com a interação entre indivíduos.

Rauch (1993), analisando os ganhos individuais de produtividade a partir de um universo de regiões metropolitanas dos Estados Unidos, foi o pioneiro na obtenção de evidências empíricas a respeito da importância do capital humano médio regional para elevar a produtividade e salário individual. Por sua vez, Acemoglu e Angrist (2000), considerando como unidades geográficas de análise os estados americanos e utilizando variáveis instrumentais para eliminação de potencial viés de variável

omitida, porém, não encontram evidências favoráveis à presença de efeitos externos associados ao capital humano, embora só considerem tais efeitos derivados de níveis intermediários de educação. Mais recentemente e, de certa forma, recuperando os resultados obtidos por Rauch (1993) e Morreti (2004), novamente a partir das regiões metropolitanas dos Estados Unidos, encontra evidências robustas a respeito da presença de efeitos externos associados ao capital humano, mesmo com controles (via variáveis instrumentais e dados em painel) para possíveis vieses associados às habilidades individuais e variáveis omitidas.

A partir de microdados para o ano de 2002, o presente trabalho, considerando as regiões metropolitanas brasileiras, fornece evidências da presença de externalidades associadas ao capital humano para o caso brasileiro, estendendo o exercício acima em duas direções. Primeiro, depois de pesquisar a existência e a magnitude de externalidades do capital humano, para o caso das metrópoles brasileiras, na média da distribuição (Mínimos Quadrados), o trabalho investiga a magnitude destas por *quantil* da distribuição condicional da renda individual, o que permite apontar se tais efeitos do capital humano regional, por exemplo, são mais efetivos para os indivíduos mais bem remunerados ou de maior produtividade. Adicionalmente, e em caráter um tanto especulativo, o trabalho investiga a possibilidade da existência de diferenças dos efeitos das externalidades do capital humano regional sobre a produtividade individual por gênero, reconhecendo que as diferentes formas de interação social, culturalmente estabelecidas ou não, entre homens e mulheres podem implicar diferentes possibilidades de usufruir produtivamente o nível de capital humano regional (capital humano local).

Em sua última etapa, o trabalho também investiga a possibilidade de que os diferentes níveis de capital humano social regional contribuam para as persistentes e significativas disparidades regionais de renda verificadas no Brasil. Com efeito, caso haja algum tipo de impedimento à arbitragem locacional por parte dos indivíduos, é possível que os ganhos de produtividade e, assim, renda derivada da residência em regiões com níveis educacionais médios

mais elevados sejam preservados em termos reais, o que permitiria um entendimento, ao menos parcial, das disparidades regionais brasileiras.

Os resultados obtidos parecem estar de acordo com as expectativas. Há evidências favoráveis à presença de externalidades positivas do capital humano e a magnitude desta influência sobre a produtividade individual é bem próxima daquela obtida por Rauch (1993). Além disto, tais efeitos são maiores para os *quantis* mais elevados da distribuição condicional de renda dos indivíduos, ou seja, para os indivíduos situados em postos de renda mais elevada (potencialmente, mais produtivos). As diferenças por gênero indicam, por sua vez, um maior efeito destas externalidades na produtividade das mulheres que na dos homens. Por fim, de fato, as evidências sugerem que as externalidades do capital humano, ao menos potencialmente, têm um papel relevante na explicação das disparidades regionais de renda no Brasil metropolitano.

As seções que seguem e estruturam o trabalho estão organizadas da seguinte forma: na próxima, é apresentado um modelo formal utilizado para fundamentar o sugerido impacto do capital humano regional, visto como um bem público, sobre a produtividade dos indivíduos e sua relação com a renda; na seção três, são fornecidas as evidências a respeito da importância do capital humano regional, tanto para a média como para diferentes *quantis* da distribuição condicional de renda dos indivíduos do Brasil metropolitano; na mesma seção, também são exploradas as diferenças destas influências por gênero; na quarta seção, são fornecidas evidências a respeito do potencial papel destas externalidades na geração de disparidades regionais de renda para o mesmo universo de indivíduos; a última seção apresenta as conclusões do trabalho e discute suas possíveis extensões.

2 - CAPITAL HUMANO COMO BEM PÚBLICO E GANHOS DE PRODUTIVIDADE: UM MODELO FORMAL

O exercício empírico investigativo levado a efeito neste trabalho assume a noção de que o capital huma-

no do conjunto de indivíduos de uma economia (por exemplo, os anos médios de estudo destes indivíduos) representa um bem público, já que seu nível independe dos níveis individuais de capital humano de cada agente tomado separadamente e seus efeitos sobre a produtividade destes agentes apresentam natureza não-rival e de difícil exclusão de usufruto. Desta forma, é seguida a sugestão de Rauch (1993) de fundamentar os efeitos de diferentes níveis do capital humano regional através de um modelo de equilíbrio espacial com bens públicos específicos às localidades.

Dado o foco apenas nos efeitos estáticos das influências consideradas, é adaptado o modelo de Roback (1982) para a descrição sucinta do equilíbrio espacial na presença de bens públicos locais e para evidência de suas implicações sobre os níveis de renda dos indivíduos de diferentes localidades. Tal modelo considera um equilíbrio espacial no qual as decisões da região de moradia e produção, respectivamente, por trabalhadores/consumidores e firmas, são condicionadas pelos níveis de salários, preços de bens locais ou *nontradable* (ex.: aluguéis) e características ou bens públicos locais (ex.: nível geral de educação e clima locais), que também afetam níveis de bem-estar dos trabalhadores e lucro das firmas. As ações dos agentes no sentido de maximizar bem-estar e lucro, que inclui a arbitragem quanto às características dos diferentes locais, permitem obter uma relação de dependência de equilíbrio dos preços dos bens e fatores em relação ao conjunto de influências dos bens públicos locais.

De forma sucinta, considere-se, pois, a existência de diversas localidades com diferentes dotações de bens públicos (no caso considerado, especificamente, nível médio de educação local). Desta forma, o bem-estar dos residentes é afetado tanto pelos níveis de consumo de um bem *tradable* (entre as localidades) composto, X , com preço fixado inter-regionalmente e tomado como numerário, por um bem ou serviço privado local *nontradable*, h (serviços de habitação) e pelos níveis do bem público local (ex.: educação média), e . Considerando trabalhadores idênticos em preferências e qualificação, ofertando uma unidade de trabalho (ignorando o lazer), de forma simples, o problema do trabalha-

dor representativo pode ser representado da localidade j , na forma:

$$\max U(X, h_j^c; e_j) \text{ sujeito a } w_j + I_j = X + r_j \cdot h_j^c \quad (1)$$

Ou seja, dados os níveis de bens público de sua localidade e , os preços dos bens, w e r , respectivamente, salários e aluguéis, o agente deve escolher as quantidades e serviços a serem consumidos, obedecendo à sua restrição, dada pela sua renda salarial e a renda de outras fontes, I^j .

Considerando sua possibilidade de arbitragem locacional, a condição de equilíbrio para o trabalhador pode, então, ser representada em termos de função utilidade indireta, $V(\cdot)$, na forma:

$$V(w_j, r_j; e_j) = k, \quad X = f(N, h_j^p; e) \quad (2)$$

Ou seja, os salários e aluguéis devem se ajustar de formar a igualar o bem-estar em todas as localidades.

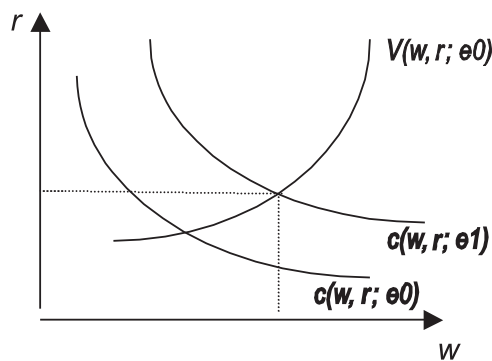
Fundamental para apreensão dos efeitos das externalidades educacionais, as condições de produção são, da mesma forma, assumidamente simples. A produção do bem privado é obtida a partir de trabalho e serviços do bem local, h^p , sendo além disto, afetada pela disponibilidade local do bem

público, e , isto é, $X = f(N, h_j^c; e)$. Há constantes retornos de escala livre e mobilidade da mão-de-obra (N) entre as diferentes localidades e , em contraste, os serviços dos fatores locais são fixos para cada localidade. O problema da firma pode ser colocado em termos de obtenção de um mínimo custo de produção sujeito à função de produção. No equilíbrio da firma em uma localidade, o preço deve ser igual ao custo unitário, especificamente:

$$C(w_j, r_j; e_j) = 1. \quad (3)$$

¹ As suposições implícitas são de que as rendas da terra são igualmente distribuídas entre os trabalhadores e independentes das localidades.

As equações (2) e (3) permitem determinar conjuntamente w e r em função de e para dado nível de satisfação k ; ou seja, permitem determinar os diferentes níveis de salários e aluguéis de equilíbrio para cada localidade e , assim, cada e . A Figura abaixo ilustra tal determinação.



A curva $V(\cdot)$ fornece pares de r e w que, para a dada dotação e do bem público (educação regional), fornece o nível de satisfação equalizado entre as diferentes localidades. Por sua vez, a curva $C(\cdot)$ representa os pares de r e w que satisfazem a condição da equação (3). A representação permite perceber, por exemplo, que localidades com níveis de bens públicos mais elevados afetando positivamente a produção (como o capital humano regional) e sem efeito sobre o bem-estar, atrairão mais firmas, o que aumenta a demanda por trabalho e, assim, os salários, embora tal elevação seja também acompanhada de aluguéis mais altos.

Mais formalmente, estes efeitos sobre os salários podem ser explicitados diferenciando-se as equações (2) e (3) e resolvendo-se para dw/de e dr/de ; neste caso as variações dos salários e aluguéis em relação aos níveis locais de bens públicos, e , são obtidas como:

$$\frac{dw}{de} = \frac{-V_e C_r + C_e V_r}{V_w C_r - V_e C_w} \quad \text{e} \quad \frac{dr}{de} = \frac{-V_w C_e + C_w V_e}{V_w C_r - V_e C_w}, \quad (4)$$

onde os subscritos indicam derivadas parciais. No caso específico empiricamente investigado neste trabalho, é possível perceber que

$$\frac{dw}{de} = \frac{C_e V_r}{V_w C_r - V_e C_w} > 0, \quad (5)$$

já que $V_r < 0$, $C_e < 0$ e $V_w C_r - V_e C_w > 0$.

Ou seja, os salários seriam maiores nas localidades ou regiões mais bem dotadas de capital humano regional.

3 - EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA AS REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS

O exame empírico rigoroso da presença de ganhos individuais de produtividade derivada do capital humano regional ou local impõe uma escolha cuidadosa da unidade espacial de análise. Isto porque elevados níveis de estoque de capital humano estão, em geral, correlacionados com variáveis também responsáveis pelo desenvolvimento econômico, como, por exemplo, elevados níveis de capital físico e tecnologia. Tal situação dificulta o exame empírico dos efeitos do capital humano regional em estudos entre países, já que, dados os desníveis tecnológicos e a maior dificuldade de circulação da própria tecnologia, não haveria como identificar exclusivamente os efeitos do capital humano local sobre a produtividade individual.

É tendo em vista tais dificuldades que Lucas (1988) propõe a escolha dos grandes centros urbanos para o exame de potenciais ganhos de produtividade resultante da abundância de capital humano. Por um lado, são nestas unidades espaciais onde, normalmente, se concentra a grande maioria dos institutos de pesquisa regionais, universidades, escolas técnicas e cursos profissionalizantes, importantes instrumentos de difusão e de geração de conhecimento. Além disto, e aqui fundamental, parece muito mais razoável supor a existência de maior densidade de fluxo de informação e tecnologia entre grandes centros urbanos de um país, o que eliminaria os desníveis na qualidade do capital físico e de tecnologia.

Assim, para os fins deste trabalho, utilizaram-se, como base de dados, os microdados da PNAD de 2002, representando informações dos indivíduos residentes em nove regiões metropolitanas do

Brasil, deixando-se de lado apenas Brasília. A amostra é composta de indivíduos com idade entre 18 e 65 anos, com renda positiva, totalizando 44.469 observações.

3.1 - Evidências Empíricas Iniciais: Média da Distribuição Condicional de Renda

O ponto de partida para a investigação dos efeitos das externalidades do capital humano sobre os diferenciais de salário foi estimar uma equação Minceriana tradicional, especificamente:

$$\ln w = X\beta + \varepsilon, \quad (6)$$

onde a variável dependente é o logaritmo do salário-hora do trabalho principal e X é um vetor de características individuais, a saber: experiência, experiência ao quadrado, anos de estudo, sexo, raça, grupo de atividade econômica, ocupação no trabalho, tempo que está empregado, filiação sindical e tipo de família. O termo ε é uma perturbação estocástica.

Os efeitos da concentração espacial de capital humano sobre a produtividade individual e, assim, sobre a renda, são apreendidos através da inclusão na equação acima de um vetor de variáveis, CH , que representa o estoque de capital humano de cada região metropolitana considerada. O capital humano é representado, seguindo Rauch (1993) e Manda *et al.* (2002), pela média de anos de estudo e média de anos de experiência dos residentes das regiões metropolitanas. A experiência foi medida através da diferença entre a idade com que o indivíduo começou a trabalhar e a sua idade atual. A reespecificação assume, pois, a forma:

$$\ln w = X\beta + CH\phi + \varepsilon. \quad (7)$$

Os resultados da estimação² das equações (6) e (7) estão reportados nas colunas I e II da Tabela 1.

² Todas as equações foram estimadas através do *software* estatístico STATA. As equações 6, 7, 8, 9, 9 para homens, 9 para mulheres e a equação 11, foram estimadas utilizando OLS. A matriz de covariância dos erros foi encontrada utilizando o estimador de White.

Tabela 1 – Resultados das estimativas das equações 6, 7, 8, 9, 9 para homens e 9 para mulheres

Variáveis	Colunas					
	I	II	III	IV	Mulheres	Homens
<i>Anos de experiência</i>	0,0269* (0,0010)	0,0260* (0,0010)	0,0256* (0,0010)	0,0256* (0,0010)	0,0237* (0,0015)	0,0237* (0,0013)
<i>Anos de experiência ao quadrado</i>	-0,000391* (0,000022)	-0,000402* (0,000028)	-0,000386* (0,000021)	-0,000388* (0,000021)	-0,000356* (0,000033)	-0,000406* (0,000028)
<i>Anos de estudo</i>	0,1101* (0,0012)	0,1100* (0,0011)	0,1099* (0,0011)	0,1097* (0,0011)	0,1079* (0,0018)	0,1108* (0,0015)
<i>Média de anos de estudo</i>	-	0,2402* (0,0170)	0,1174* (0,0193)	0,1215* (0,0193)	0,1230* (0,0288)	0,1063* (0,0259)
<i>Média de anos de experiência</i>	-	0,0765* (0,0068)	0,0208* (0,0105)	0,0171 (0,0105)	0,0604* (0,0161)	-0,0120 (0,0139)
<i>Nordeste</i>	-	-	-0,2378* (0,0192)	-0,2448* (0,0192)	-0,1966* (0,0290)	-0,2809* (0,0257)
<i>Sul</i>	-	-	-0,0695* (0,0098)	-0,0830* (0,0099)	-0,0857* (0,0152)	-0,0835* (0,0131)
<i>Norte</i>	-	-	-0,1808* (0,0203)	-0,2104* (0,0205)	-0,1281* (0,0312)	-0,2761* (0,0271)
<i>Cultura</i>	-	-	-	-0,0258* (0,0029)	-0,0258* (0,0043)	-0,0311* (0,0038)
<i>R²</i>	0.4386	0.4624	0.4631	0.4640	0.4640	0.4554
<i>Prob > F</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>Nº obs.</i>	44.469	44.469	44.469	44.469	24.585	19.884

Nota: Desvio-padrão entre parênteses, * significativo a 5%, ** significativo a 10%.

Fonte: Elaboração própria 2004.

De início, perceba-se que, na coluna I, o coeficiente estimado da variável anos de educação evidencia que, para cada ano de estudo adicional, a renda individual aumenta em 11%, um valor dentro do esperado no mercado de trabalho brasileiro. Na coluna II, a observação dos valores estimados para os coeficientes da média de anos de estudo e da média dos anos de experiência se mostram significativos e evidenciam o primeiro resultado do trabalho no que diz respeito à presença de externalidades associadas ao capital humano. Note-se que, para ambas as variáveis, são obtidos coeficientes com sinal positivo. Mais especificamente, as magnitudes dos coeficientes indicam que um ano de estudo a mais na média de anos de estudo local poderia elevar a renda em torno de 24,02%; por outro lado, um ano adicional na média dos anos de experiência poderia aumentar a renda individual em 7,65%. Tais resultados sugerem que, de fato, o estoque de capital humano local parece propiciar a elevação da produtividade individual, ou seja, que há externalidades positivas do capital humano. O cotejo entre os

dois coeficientes permite perceber, também, que a média de anos de estudo é relativamente mais importante que a média dos anos de experiência. Por fim, confrontando o retorno da educação da coluna I com o da coluna II, nota-se que a inclusão das variáveis de estoque de capital humano não afetou de forma significativa o retorno individual da educação, o que sugere efeitos diferentes e independentes de ambas as variáveis sobre a produtividade.

Os resultados obtidos e apresentados nas colunas I e II da Tabela acima apresentam, porém, potencialmente, ao menos, duas fontes de imprecisões, ambas relacionadas com omissão de variáveis. A primeira dificuldade deriva da não-inclusão de variáveis geograficamente diferenciadas, que afetam a produtividade individual de forma independente do capital humano local, mas são positivamente correlacionadas com o mesmo. Este pode ser o caso, por exemplo, das influências da formação histórica e cultural da região ou mesmo dos condicionamentos climáticos regionais. A não-inclu-

são destas variáveis levaria, então, a uma sobre-estimação dos valores dos parâmetros no vetor ϕ .

Para avaliar a influência das diferentes características regionais no resultado acima comentado para o capital humano local, acrescentou-se na equação 7 um vetor de *dummies* regionais, *DR*, excluindo-se a região Sudeste, especificamente:

$$\ln w = X\beta + CH\phi + DR\delta + \varepsilon. \quad (8)$$

Além da omissão de variáveis que podem levar sobre-estimação dos coeficientes, a variável média de anos de estudo pode estar correlacionada com outras variáveis que, também, podem ser consideradas bens públicos, e tem valores de amenidades regionais. Tendo como referência o trabalho de Roback (1982), onde é discutida a influência de atributos regionais sobre os diferenciais de salário, acrescentou-se à equação 8 a variável CT, que representa a dotação regional de estabelecimentos de difusão cultural, medida pelo número de museus, cinemas e teatros por 100 mil habitantes em 2000 para cada região metropolitana considerada. Diferentemente do capital humano, por afetar de forma positiva apenas o bem-estar dos indivíduos, a maior abundância deste tipo de amenidade atua negativamente nos salários. Segundo Roback (1982), as pessoas estariam dispostas a receber menos para viver em lugares onde houvesse uma grande oferta de amenidades culturais. Portanto, espera-se que $\frac{\partial \ln w}{\partial CT} < 0$. A omissão desta variável poderia, pois, levar à subestimação dos valores dos parâmetros das variáveis associadas ao capital humano regional. A equação estimada passa, então, a ser:

$$\ln w = X\beta + CH\phi + DR\delta + CT\phi + \varepsilon. \quad (9)$$

Com o intuito, um tanto especulativo, de se averiguar também se existe alguma diferença na influência do capital humano regional entre homens e mulheres, estimou-se a equação 9 para ambos os sexos. Os resultados da estimação das equações 8, 9, 9 para homens e 9 para mulheres, podem ser observados na TABELA 1, nas colunas III, IV, Homens e Mulheres.

Com a inclusão das *dummies* regionais, tanto o retorno da média dos anos de estudo como o da média dos anos experiência foram reduzidos de 24,02 e 7,65% para 11,74 e 2,08%, ou seja, para menos da metade dos seus valores observados na coluna II. Este resultado é um claro indicio de que as externalidades do capital humano tiveram seus efeitos sobre os salários superestimados ao não se considerarem as características regionais, um resultado esperado e bem de acordo com o obtido por Rauch (1993).

O coeficiente da variável de amenidade cultural é significativo e também apresenta o sinal esperado em todas as equações onde ela foi incluída. Uma vez que, conforme o modelo analítico apresentado na seção anterior, esta amenidade deslocaria para baixo a curva $V(\cdot)$, proporcionando uma redução dos salários, a expectativa era de um sinal negativo para seu coeficiente e, assim, uma subestimação da influência do capital humano regional com uma omissão. De fato, ao incluir a variável cultura, o coeficiente da variável média de anos de estudo aumentou de 11,74% para 12,15%. Novamente, há pleno acordo com as evidências encontradas por Rauch (1993), onde a inclusão de uma variável que representava as amenidades culturais proporcionou um aumento de 3,4% para 3,9% para o retorno do capital humano regional.

Nas equações estimadas por gênero, percebe-se que o retorno da educação individual é de 11,08% para os homens e de 10,79% para as mulheres para cada ano de estudo adicional. Por seu turno, o retorno da média dos anos de educação é de 12,3% para as mulheres e de 10,63% para os homens. O retorno da média dos anos de experiência é de 6,04% para mulheres e para os homens o coeficiente é não-significativo. Estes valores sugerem que as mulheres se beneficiam mais da abundância de capital humano local do que os homens, apesar de o retorno da educação individual ser maior para eles. Este quadro parece sugerir que, em razão da quantidade de informação compartilhada através da maior interação social observada entre as mulheres e não observada entre os homens, as mulheres têm

maiores ganhos de produtividade em decorrência das externalidades do capital humano.

A inclusão de novas variáveis não resultou em mudanças bruscas no retorno da educação. Ao considerar as *dummies* regionais, o retorno da educação foi de 10,99% e, ao incluir a variável de amenidade cultural, houve uma redução marginal do retorno da educação para 10,97%. Um sinal bastante forte de robustez deste parâmetro.

A partir das estimativas encontradas em todas as equações acima, é possível calcular o retorno social da educação, definido como sendo a soma do retorno individual dos anos de estudo e do retorno proporcionado pela média de anos de estudo da região metropolitana. Na Tabela 2, além do retorno social da educação, também foi calculada a relação entre o retorno social e individual da educação.

Na equação (6) não se considera o retorno do estoque de capital humano; portanto, o retorno social da educação é simplesmente o retorno individual da educação. Na equação (7), o retorno social da educação é igual a 0,3503, um valor 3,1836 vezes maior do que o retorno individual. Com a inclusão das *dummies* regionais, como era aguardado, o retorno social foi reduzido para 0,2273, um valor 2,0682 vezes maior do que o retorno da educação. Com a inclusão da amenidade cultura – equação (9) – o retorno social teve um pequeno aumento para 0,2312, uma estimativa 2,1076 vezes maior do que o retorno individual. Este último resultado

possui a mesma ordem de grandeza do encontrado por Rauch (1993) para as regiões metropolitanas dos EUA: em torno de 1,7.

Examinando o retorno social da educação por gênero, percebe-se que este é maior para as mulheres (0,2309) do que para os homens (0,2171). A interpretação deste resultado é análoga à já realizada sobre o retorno do estoque de capital. Entretanto, segundo os resultados para o coeficiente da *dummy* sexo (homem=1), estimada na equação (9), ser homem resulta em um ganho salarial de 11,8%³.

3.2 - Ganhos de Produtividade por Quantis da Distribuição Condicional de Renda

As evidências encontradas a partir da estimação das equações acima não esclarecem se as externalidades do capital humano possuem efeitos diferenciados entre pessoas situadas em diferentes *quantis* da distribuição condicional de renda, supostamente, pessoas com diferentes patamares de produtividade ou habilidades produtivas. É possível, por exemplo, que pessoas mais produtivas, mais bem remuneradas para um mesmo conjunto de características observadas individualmente, se beneficiem mais do estoque local de capital humano regional do que pessoas com menores remunerações, supostamente menos produtivas. Tal dimensão do retorno do capital humano regional não é revelada pela estimação das equações acima utilizando OLS, uma vez que os parâmetros foram estimados ape-

Tabela 2 – Retorno social da educação

Indicador	Equações					
	6	7	8	9	Mulheres	Homens
Retorno social da educação	0,1101	0,3503	0,2273	0,2312	0,2309	0,2171
Relação entre o retorno social e individual da educação	1,0000	3,1836	2,0682	2,1076	2,1399	1,9594

Fonte: Elaboração própria 2004.

³ O valor do coeficiente (b) estimado para *dummy* homem foi de 0,1117. Utilizando a expressão: $(\exp(0,1117)-1)*100$, encontra-se o ganho salarial de 11,8% por ser homem.

nas na média da distribuição condicional de renda. Utilizando as regressões quantílicas⁴, é possível investigar a influência do estoque de capital humano na produtividade de pessoas com diferentes padrões de renda ou em diferentes *quantis* da distribuição condicional de renda.

Basicamente, as regressões quantílicas respondem a seguinte pergunta: quais seriam as estimativas dos parâmetros de uma equação em um determinado *quantil* θ da distribuição condicional da variável dependente? A resposta que as regressões quantílicas fornecem é um vetor de estimativas dos parâmetros da equação para cada *quantil* da distribuição condicional da variável dependente.

Neste trabalho, através das regressões quantílicas, será verificado se as externalidades possuem magnitudes diferentes conforme caminhamos pelos *quantis* da distribuição condicional da renda. Atra-

vés desta técnica de estimação, serão obtidos vetores com estimativas dos parâmetros nos *quantis* $\theta = \{0.1, 0.25, 0.5, 0.75 \text{ e } 0.9\}$, da distribuição condicional de renda. Existe aqui uma expectativa de que o retorno do estoque de capital humano seja maior conforme passemos dos *quantis* inferiores para os *quantis* superiores. Posto de outra forma, espera-se que o retorno do capital humano local aumente na medida que aumente a produtividade individual, em geral associada a postos de trabalho mais bem remunerados. Para tal, será estimada a seguinte equação:

$$Q_{\theta}(w|X) = X\beta_{\theta} + CH\phi_{\theta} + DR\delta_{\theta} + CT\varphi_{\theta} + \varepsilon, \quad (10)$$

onde, β_{θ} , δ_{θ} , ϕ_{θ} e φ_{θ} representam os vetores de parâmetros estimados para cada um dos *quantis*: $\theta = \{0.1, 0.25, 0.5, 0.75 \text{ e } 0.9\}$, da distribuição condicional dos rendimentos. Os resultados da estimação da equação 10 estão reportados na TABELA 3.

Tabela 3 – Resultados da equação 10 para os *quantis*: 0.1, 0.25, 0.5, 0.75 e 0.9.

Variáveis	Quantis				
	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
<i>Anos de experiência</i>	0,0214* (0,0012)	0,0217* (0,0011)	0,0256* (0,0009)	0,0298* (0,0013)	0,0308* (0,0018)
<i>Anos de experiência ao quadrado</i>	-0,000376* (0,000024)	-0,000364* (0,000022)	-0,000390* (0,000019)	-0,000428* (0,000027)	-0,000424* (0,000038)
<i>Anos de estudo</i>	0,0797* (0,0011)	0,0856* (0,0011)	0,0992* (0,0010)	0,1195* (0,0015)	0,1350* (0,0024)
<i>Média de anos de estudo</i>	0,1035* (0,0215)	0,0990* (0,0202)	0,1291* (0,0180)	0,1504* (0,0252)	0,1894* (0,0356)
<i>Média de anos de experiência</i>	0,0364* (0,0126)	0,0532* (0,0117)	0,0227* (0,0105)	0,0075 (0,0147)	-0,0128 (0,0208)
<i>Nordeste</i>	-0,2684* (0,0244)	-0,2303* (0,0220)	-0,2371* (0,0188)	-0,2083* (0,0257)	-0,1717* (0,0358)
<i>Sul</i>	-0,0572* (0,0113)	-0,0786* (0,0108)	-0,0838* (0,0099)	-0,0949* (0,0142)	-0,1029* (0,0202)
<i>Norte</i>	-0,2299* (0,0254)	-0,2227* (0,0230)	-0,2255* (0,0198)	-0,1804* (0,0271)	-0,1589* (0,0380)
<i>Cultura</i>	-0,0244* (0,0035)	-0,0261* (0,0032)	-0,0279* (0,0028)	-0,0277* (0,0040)	-0,0267* (0,0056)

Nota: Desvio-padrão entre parênteses, * significativo a 5%, ** significativo a 10%.

Fonte: Elaboração própria 2004.

⁴ Para maiores detalhes sobre as regressões quantílicas, ver Buchinsky (1998).

Note-se, primeiro, que o coeficiente estimado para a média de anos de estudo é estatisticamente significativo para todos os *quantis*; já o coeficiente associado à média de anos de experiência deixa de ser estatisticamente significativo a partir do *quantil* 0.75. Ambos, entretanto, apresentam, em geral, o sinal esperado (a exceção é o valor obtido para o coeficiente da experiência média no *quantil* 0.9). Com relação às estimativas do retorno da média dos anos de estudo, percebe-se que ele passa de 10,35% para 18,94%, quando passamos do *quantil* 0.1 para o *quantil* 0.9. O comportamento deste parâmetro para os demais *quantis* da distribuição condicional da renda considerados neste estudo pode ser mais bem percebido a partir do Gráfico 1. Nele, percebe-se que as evidências obtidas sugerem que as pessoas situadas nos *quantis* superiores (pessoas em postos de trabalhos mais bem remunerados, potencialmente, mais produtivas) se beneficiam mais do estoque de capital humano regional do que aquelas situadas nos *quantis* inferiores, um resultado extremamente interessante, embora, em certa medida, esperado. Em outros termos, tais evidências sugerem que as pessoas empregadas nos postos de trabalho de melhor remuneração, supostamente mais produtivas, são aquelas que utilizam melhor o conhecimento obtido através do compartilhamento de informações e do nível geral de conhecimento da localidade.

Ao comparar o retorno da média de anos de estudo com o da média dos anos de experiência, percebe-se, mais uma vez, que a primeira medida de capital humano apresenta uma influência mais forte sobre a renda individual que a média dos anos de experiência. No primeiro *quantil*, por exemplo, o retorno da média de anos de estudo é de 10,35% e da média dos anos de experiência é de 3,64%. No último *quantil*, o retorno da média de anos de estudo é de 18,94% e o do retorno da média de anos de experiência, como já foi comentado, deixou de atuar como externalidade, talvez, um sinal de que a experiência alheia às pessoas mais produtivas não é determinante para os ganhos de produtividade.

No *quantil* 0.1, o retorno da educação individual foi estimado em 7,97% para cada ano adicional de estudo e no *quantil* 0.9, em 13,50%. Tal resultado sugere que pessoas situadas nos *quantis* superiores também se beneficiam mais de níveis mais elevados de anos de educação do que as pessoas situadas nos *quantis* inferiores. O mesmo fenômeno acontece com o retorno da experiência, porém em menor magnitude.

Os coeficientes estimados da amenidade cultural foram todos estatisticamente significativos e apresentaram um sinal negativo em todos os *quantis*

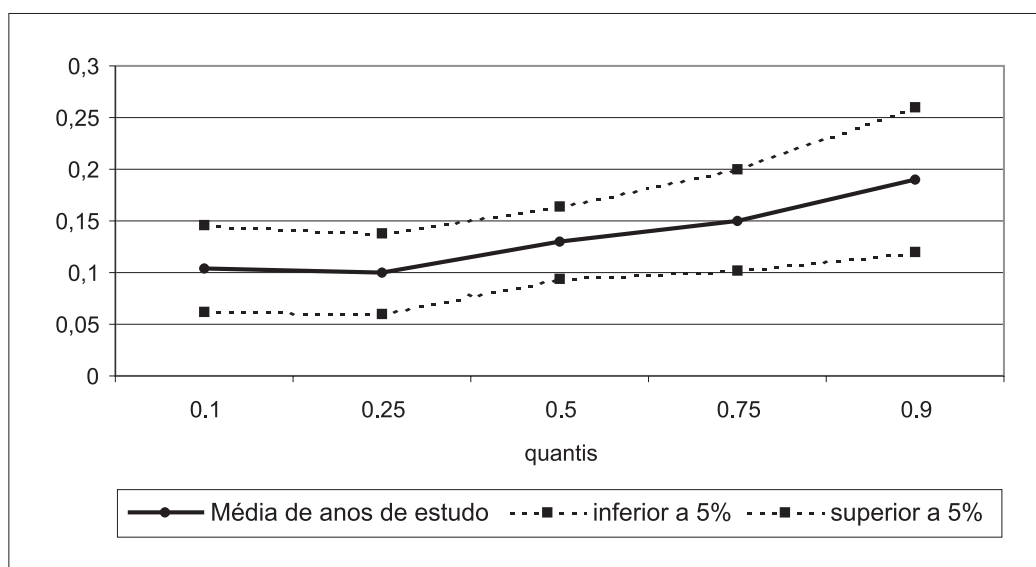


Gráfico 1 - Retorno da média dos anos de estudo por *quantil*

Fonte: Elaboração própria 2004.

considerados, um resultado esperado dentro do quadro analítico exposto anteriormente. A despeito das estimativas nos *quantis*, no 0.1, o valor encontrado foi de - 0,0244 e no *quantil* 0.9, o valor foi de -0,0267, parecendo sugerir que as pessoas dos *quantis* superiores estão mais dispostas a abrir mão de parte da sua renda para viverem nas regiões metropolitanas com maior oferta de estabelecimentos de exposição de espetáculos culturais.

Na análise da Tabela 4, é apresentado o retorno social da educação em cada *quantil* da distribuição condicional. Observa-se o mesmo comportamento ascendente visto no retorno individual da educação e no do capital humano social, um reflexo do maior retorno individual da educação e da média de anos de estudo nos *quantis* superiores. Já a relação entre o retorno social e individual da educação, por estes mesmos motivos, não apresenta nenhum padrão claro de tendência.

4 - CONCENTRAÇÃO GEOGRÁFICA DE CAPITAL HUMANO E DISPARIDADES REGIONAIS DE RENDA

Nos últimos anos, um extenso debate tem sido conduzido no sentido de identificar os determinantes das desigualdades inter-regionais de renda no Brasil, caracterizada por forte persistência e significativa dimensão. Neste sentido, alguns pesquisadores – Pessoa (2001) e Barros (2002) – têm argumentado que as diferentes dotações individuais de capital humano poderiam explicar as diferenças regionais de rendimento. Portanto, os diferenciais de renda tenderiam a desaparecer caso sejam consideradas as diferenças de dotações produtivas entre os agentes. Entre-

tanto, alguns estudos recentes não corroboram integralmente tal expectativa – Servo (1999); Silveira Neto e Campelo (2003). Especificamente, tais estudos mostraram que, mesmo controlando-os por uma série de características individuais, os diferenciais de renda entre as regiões brasileiras ainda são bastante significativos, notadamente entre as regiões Nordeste e Sudeste. Como mostraram Silveira Neto e Campelo (2003), estas diferenças seriam ainda maiores para as pessoas situadas nos *quantis* inferiores da distribuição condicional de renda, embora diminuam para aquelas situadas nos *quantis* superiores.

Nesta seção, é investigada a potencial importância das externalidades do capital humano na explicação das disparidades regionais de renda no Brasil. Note-se, a este respeito, que o modelo teórico apresentado na seção 2 supõe a existência de arbitragem locacional para as pessoas residentes em diferentes unidades espaciais com diferentes dotações de capital humano. Desta forma, ainda de acordo com o modelo, embora possam ser observadas diferenças salariais regionais, estas seriam compensadas pelos diferentes níveis regionais de preços e pelas diferenças regionais de amenidades, de sorte que não existiriam disparidades de bem-estar para indivíduos igualmente dotados de habilidades produtivas.

Caso, porém, a arbitragem locacional não seja perfeitamente observada, por exemplo, devido a barreiras à migração inter-regional determinadas pelos níveis locais de pobreza, ou inexistência ou imperfeito funcionamento do mercado de crédito, as diferenças de bem-estar (e de renda) entre as cidades não seriam eliminadas. Nesta situação, haveria diferenças espaciais de renda entre indivíduos com mesmas características produtivas individuais

Tabela 4 – Retorno social da educação por *quantil*

Indicador	Quantis				
	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
<i>Retorno social da educação</i>	0,1832	0,1846	0,2284	0,2699	0,3244
<i>Relação entre o retorno social e individual da educação</i>	2,2990	2,1569	2,3010	2,2590	2,4034

Fonte: Elaboração própria 2004.

pertencentes a diferentes regiões e, mais importante aqui, as diferentes dotações de amenidades locais afetando as condições de produção (por exemplo, diferenças quanto aos estoques regionais de capital humano) poderiam potencializar tais diferenças de renda entre os indivíduos. De outra forma, numa situação de imperfeita arbitragem locacional por parte dos indivíduos das diferentes regiões consideradas, é possível que as externalidades associadas ao capital humano regional potencializem as disparidades regionais de renda entre os indivíduos residentes em diferentes regiões.

Acrescentando à equação (1) o vetor de *dummies* regionais, DR, pode-se investigar a possibilidade acima, comparando os resultados obtidos com aqueles obtidos para a equação (4). A equação a ser estimada inicialmente passa, então, a ser:

$$\ln w = X\beta + DR\delta + \varepsilon. \quad (11)$$

As estimativas dos coeficientes da equação 11 estão apresentadas nas colunas I e II da Tabela 5. O fato de morar na região Nordeste e não no Sudeste reduz o salário em -29,5%⁵. Já as pessoas que moram no Norte têm uma redução salarial de -24,1% com relação ao salário que elas poderiam ter no Sudeste. A queda nos salários, em relação ao Sudeste, das pessoas que moram no Sul é de -6,8%. Um percentual mais modesto do que o observado nas demais regiões. Como era esperado, as maiores diferenças em relação à região Sudeste são observadas na região Nordeste. Comparando-se com os resultados obtidos na equação 9, percebe-se que, considerando a presença de diferenças de estoque de capital humano e de amenidades culturais, as diferenças entre o Nordeste e o Sudeste foram redu-

Tabela 5 – Resultados da estimação das equações 11 e 9.

Variáveis	Colunas	
	I	II
Anos de experiência	0,0256* (0,0010)	0,0256* (0,0010)
Anos de experiência ao quadrado	-0,00039* (0,00002)	-0,00039* (0,00002)
Anos de estudo	0,1101* (0,0011)	0,1097* (0,0011)
Nordeste	-0,3494* (0,0083)	-0,2448* (0,0192)
Sul	-0,0702* (0,0086)	-0,0830* (0,0099)
Norte	-0,2758* (0,0133)	-0,2104* (0,0205)
Média de anos de estudo	-	-0,1215* (0,0193)
Média de anos de experiência	-	-0,0171 (0,0105)
Cultura	-	-0,0258* (0,0029)
R²	0.4624	0.4640
Prob > F	0.0000	0.0000
Nº obs.	44.469	44.469

Nota: Desvio-padrão entre parênteses, * significativo a 5%, ** significativo a 10%.

Fonte: Elaboração própria 2004.

⁵ Note-se que tal resultado, como os demais comentados, é obtido após controles para características individuais e de ocupação.

zidas de -29,5% para 22,1%. Entre a região Norte e Sudeste, a desigualdade caiu de -24,1% para -19,0%, indicando que parte das desigualdades inter-regionais de renda é explicada, de fato, por estas duas variáveis. No caminho inverso dos resultados das regiões Nordeste e Norte, as diferenças entre as regiões Sul e Sudeste, em vez de serem reduzidas, tiveram um pequeno aumento de -6,8% para -8,0%, um resultado que não invalida a conclusão feita sobre a importância do capital humano local nas desigualdades regionais de renda.

Na seção anterior, já foi evidenciado que a educação pode gerar tanto benefícios individuais como sociais. Desta forma, a não-inclusão de medidas do capital humano regional ou local nas equações gera, de fato, expectativas de desigualdades inter-regionais superestimadas, como é constatado nos resultados da equação 9.

Já foi argumentado que as disparidades regionais de renda no Brasil metropolitano tendem a ser maiores para os *quantis* menores da distribuição condicional de renda. (SILVEIRA NETO; CAMPELO, 2003). No restante desta seção, investiga-se em que medida a consideração das externalidades do capital humano permite alguma compreen-

são deste padrão de comportamento observado. A consideração de regressões quantílicas, ademais, permite um exame mais detalhado do papel do capital humano regional na explicação das disparidades regionais de renda.

Em exercício próximo àquele levado a efeito por Silveira Neto e Campelo (2003), a equação (11) foi estimada para os seguintes *quantis*: $\theta = \{0.1, 0.25, 0.5, 0.75 \text{ e } 0.9\}$, e apenas os resultados referentes às disparidades regionais são reportados no Gráfico 2.

Na região Nordeste, a diferença de renda, em relação à região Sudeste, atingiu o valor de -32,22% no *quantil* 0.1 e, no *quantil* 0.9, ela cai para 24,47%. Na região Norte, no *quantil* 0.1, a diferença é de -27,05% e, no *quantil* 0.9, de -19,12%. Na região Sul, a desigualdade no primeiro *quantil* foi estimada em -2,48% e, no último, em -10,98%. Aqui, outra dimensão das disparidades regionais é revelada. Os resultados indicam que, além de o Nordeste possuir o maior nível de desigualdade em relação ao Sudeste, esta, também, é maior em todos os *quantis* considerados. Ou seja, independentemente do *quantil* observado, os salários pagos nas regiões metropolitanas do Nordeste são os menores dentre os pagos nas demais regiões. Estes

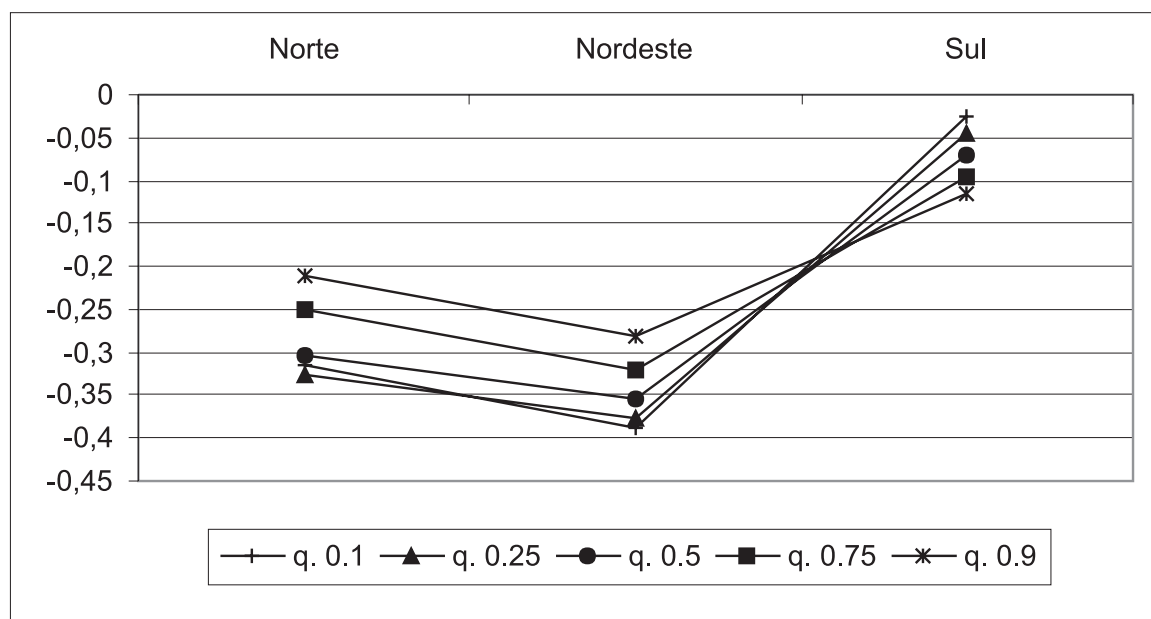


Gráfico 2 – Diferenças das regiões em relação ao sudeste por *quantil*

Fonte: Elaboração própria 2004.

resultados são semelhantes aos encontrados por Silveira Neto e Campelo (2003).

Os resultados da estimação das diferenças inter-regionais encontradas na equação 11 estão plotados nos Gráficos 3, 4 e 5, juntamente com as estimativas obtidas na equação 10, para assim poder ser apreendida a forma como o estoque de capital humano local influencia as desigualdades regionais. As linhas tracejadas são os intervalos de confiança a 5%.

A partir das observações já comentadas com respeito ao debate sobre o papel de atributos locais na magnitude das disparidades regionais e das evidências empíricas já encontradas, espera-se que haja uma redução das desigualdades nos *quantis* estudados. De fato, uma inspeção visual do Gráfico 3, onde constam as estimativas das disparidades regionais do Nordeste em relação ao Sudeste por *quantil*, sugere que, ao considerar as diferenças de dotação regional de capital humano, as desigualdades diminuem em todos os *quantis*. No Gráfico 4, constam os resultados para a região Norte. Da mesma forma que aconteceu no Nordeste, houve uma redução das desigualdades regionais em todos os *quantis*. Estes resultados, mais uma vez, sugerem que o estoque de capital humano regional explica parte das desigualdades regionais de renda. Um re-

sultado, até os dias de hoje, não reportado na literatura sobre desigualdades regionais no Brasil.

Na região Sul (Gráfico 5), entretanto, não foram observadas grandes mudanças nas desigualdades por *quantil*. Comparando os estoques de capital humano da região Sul com os do Sudeste, tem-se o seguinte quadro: a média de anos de estudo da região Sul considerada foi de 6,27 anos, enquanto que, no Sudeste, foi de 6,32 anos. Na região Sul, a média dos anos de experiência foi de 21,06 anos e, no Sudeste, 20,86 anos. Portanto, uma explicação bastante verossímil para este fenômeno observado na região Sul é a pequena diferença entre os estoques de capital humano das regiões metropolitanas da região Sul e Sudeste.

Outro resultado que deve ser ressaltado diz respeito à magnitude da redução das desigualdades em decorrência da inclusão do estoque de capital humano, sugerindo, de forma bastante aproximada, o poder explicativo do capital humano nas disparidades inter-regionais de renda. No Gráfico 6, podem-se observar estas magnitudes em cada região e compará-las entre si. Em termos percentuais, no *quantil* 0.1, as desigualdades nas regiões Norte e Nordeste foram reduzidas em 8,9% e 12,8%. No *quantil* 0.9, as reduções foram de 5,5% no Norte

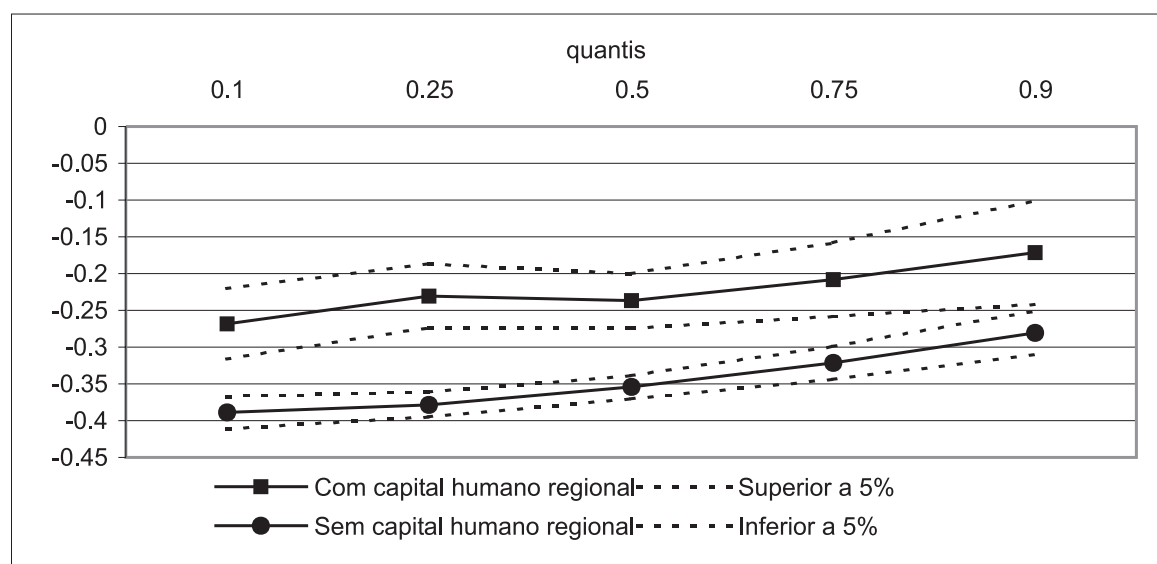


Gráfico 3 – Diferença entre o nordeste metropolitano e o sudeste metropolitano por *quantil*
Fonte: Elaboração própria 2004.

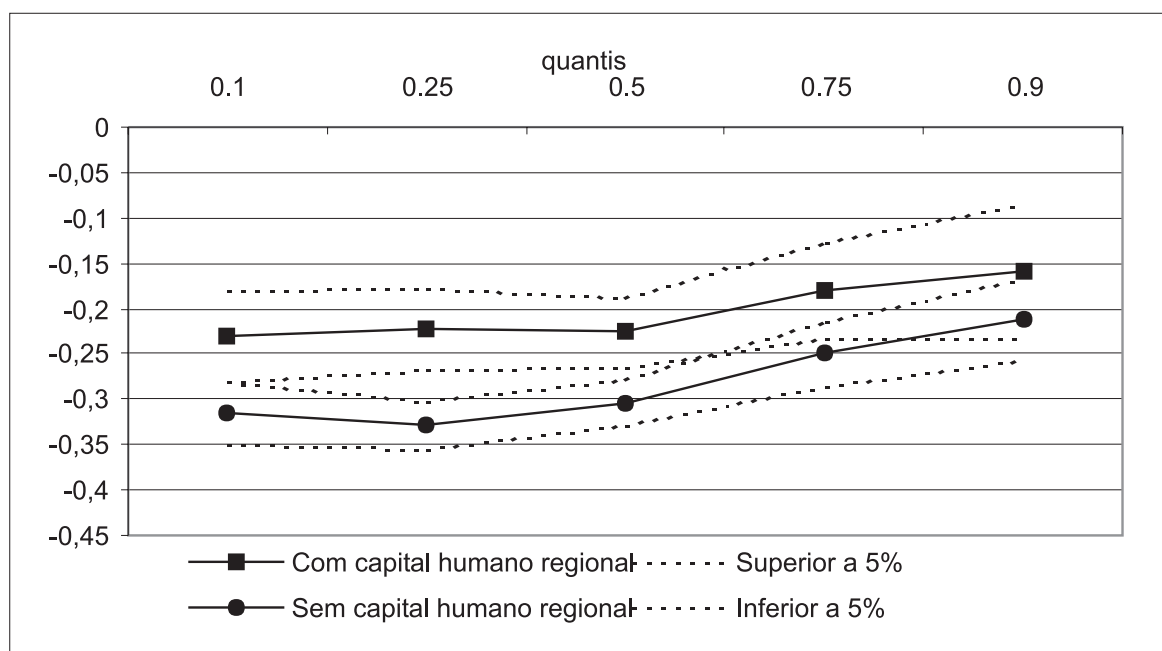


Gráfico 4 – Diferença entre o norte metropolitano e o sudeste metropolitano por *quantil*
Fonte: Elaboração própria 2004.

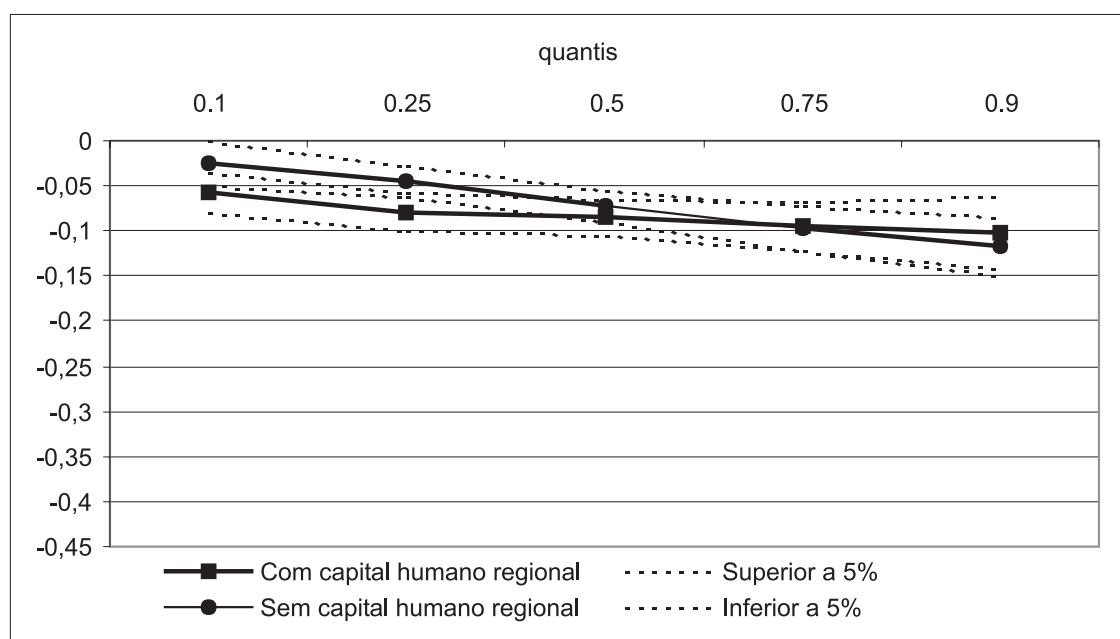


Gráfico 5 – Diferença entre o sul metropolitano e o sudeste metropolitano por *quantil*
Fonte: Elaboração própria 2004.

e de 11,5% no Nordeste. Entretanto, as maiores reduções foram de 11% na região Norte e de 15,9% na região Nordeste, ambas no *quantil* 0.25 da distribuição condicional. Os resultados para a região Sul são menos significativos, provavelmente em razão dos pequenos diferenciais de capital humano entre a região Sul e Sudeste.

Pode-se inferir, também, que, para as regiões mais pobres (Nordeste e Norte), a incorporação dos efeitos do capital humano local tende a ser mais importante para os menores *quantis* da distribuição condicional de renda. Ou seja, as maiores diminuições das disparidades regionais de renda, em geral, ocorrem para os menores *quantis*. Possivel-

mente, tal resultado decorra do melhor aproveitamento ou maior utilização do capital humano regional por parte dos indivíduos situados nos melhores postos de trabalho (renda mais elevada para mesmas características individuais) nas regiões mais pobres; de fato, como se mostrou através do Gráfico 1, indivíduos situados nos *quantis* mais elevados tendem a ser mais positivamente influenciados pelos níveis do capital humano regional. Por fim, percebe-se que tal resultado explica parte do resultado obtido por Silveira Neto e Campelo (2003) quanto ao padrão das disparidades regionais de renda por *quantis*. Mais especificamente, a incorporação da influência do capital humano regional faz diminuir as diferenças, entre os *quantis*, dos níveis de disparidades regionais de renda, o que, também, pode ser percebido pelas menores inclinações das curvas mais elevadas (com capital humano regional) nos Gráficos 3 e 4.

5 - CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo investigou empiricamente possíveis influências da presença de externalidades positivas do estoque de capital humano sobre a produtividade individual dos indivíduos residentes nas regiões metropolitanas do Brasil. De forma complementar,

estendeu tal investigação para o potencial papel desempenhado por estas externalidades na explicação das disparidades regionais de renda observadas no país.

Os resultados encontrados na média da distribuição de renda dos indivíduos sugerem que o estoque de capital humano regional afeta positivamente a produtividade e, conseqüentemente, a renda dos indivíduos. A este respeito, a média de anos de estudo dos indivíduos de uma região mostrou influenciar mais os rendimentos do que a média de anos de experiência, um resultado em acordo com as evidências internacionais a respeito. As externalidades do capital humano também parecem ter maior influência no rendimento das mulheres do que no dos homens. Analisando os resultados por *quantis*, evidenciou-se que as pessoas mais produtivas ou nos melhores postos de trabalho, situadas nos *quantis* superiores, têm maior ganho de renda em virtude da abundância de capital humano regional do que aquelas menos produtivas ou nos piores postos de trabalho, situadas nos *quantis* inferiores.

Evidências adicionais, obtidas das equações estimadas na média da distribuição, mostram que,

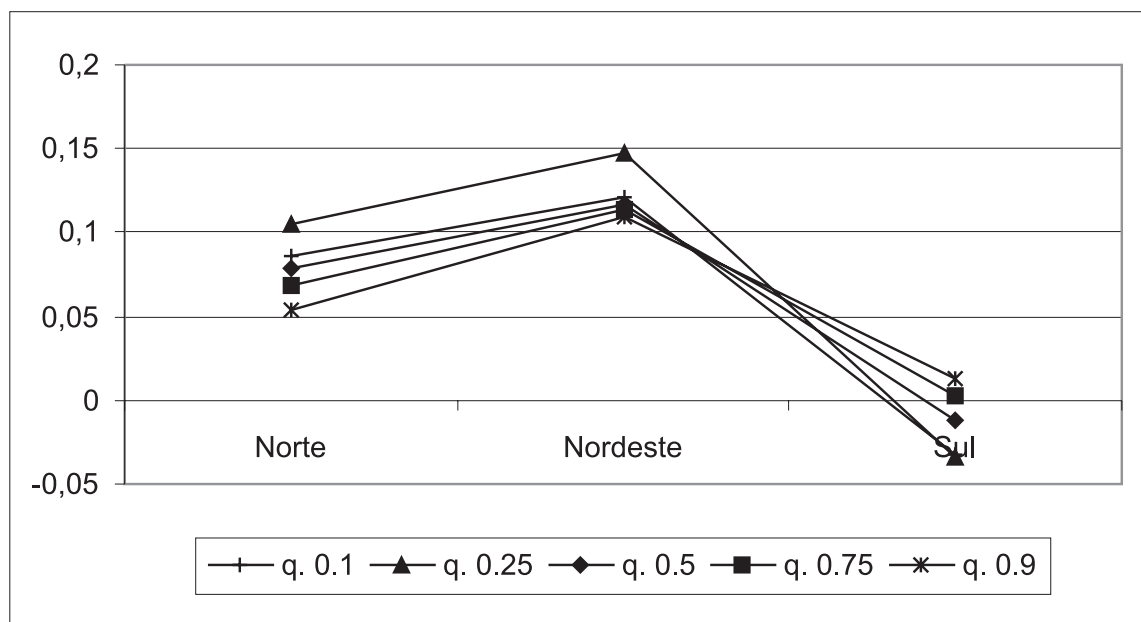


Gráfico 6 – Redução da desigualdade em relação à região Sudeste em virtude da inclusão do capital humano regional

Fonte: Elaboração própria 2004.

ao considerar o estoque local de capital humano, as diferenças regionais em relação à região Sudeste caem sensivelmente, principalmente, para o caso do Nordeste, onde se observa o maior nível de desigualdade. Analisando os resultados por *quantil*, encontra-se um resultado semelhante: em todos os *quantis* a inclusão das variáveis de capital humano local reduziu as disparidades e esta redução foi maior no Nordeste, indicando a pertinência da inclusão desta variável em trabalhos futuros sobre as disparidades regionais de renda no Brasil.

Estes resultados, sem dúvidas, fortalecem os argumentos a favor do fomento de políticas educacionais, uma vez que os ganhos da educação não se limitam apenas aos ganhos derivados dos anos de estudo dos indivíduos. Note-se que este trabalho mostrou que média de anos de estudo de uma região pode influenciar os rendimentos. Portanto, o aumento do número de pessoas que tenham curso superior, por exemplo, poderá gerar ganhos de renda para a população que extrapolam os ganhos derivados dos níveis educacionais individuais.

Todavia, estes resultados apresentam algumas limitações. Segundo Moretti (2004), as cidades onde o estoque de capital humano é elevado, também, são dotadas de amenidades, de instituições sólidas, de equipamentos de infra-estrutura e de um parque industrial moderno, atributos locais que não são observados em cidades com baixa dotação de capital humano e que, muito provavelmente, atuam positivamente na produtividade dos trabalhadores. Portanto, a omissão destas variáveis pode constituir uma fonte, não desprezível, de imprecisão para as estimativas do retorno social da educação encontradas neste trabalho. Ademais, existe o fato de que, ao aumentar o estoque local de capital humano, conseqüentemente, eleva-se a oferta de trabalhadores qualificados. Existe, então, a expectativa de que, em virtude da substituição imperfeita entre trabalho qualificado e não-qualificado e independentemente das externalidades do capital humano, os salários desta categoria de trabalho diminuam enquanto que os salários dos trabalhadores não-qualificados sofram um aumento. Ao considerar os efei-

tos externos do capital humano, os salários dos trabalhadores qualificados aumentariam, caso o efeito substituição fosse superado pelo efeito positivo da externalidade. Já os salários dos trabalhadores não-qualificados aumentariam em virtude tanto do efeito substituição como da externalidade. Portanto, a elevação da dotação local de capital humano teria um efeito mais forte sobre a remuneração do trabalho não-qualificado do que a do trabalho qualificado. Um aspecto que deveria ter sido verificado empiricamente.

Tendo em vista estas limitações, o trabalho pode ser estendido, ao menos, nas seguintes direções: ao proceder um novo estudo, deve-se utilizar um instrumento que seja correlacionado com o estoque local de capital humano e ortogonal a outros fatores locais que poderiam elevar os salários, considerando, também, a possibilidade do efeito substituição entre o trabalho qualificado e não-qualificado. Novas evidências poderiam ser obtidas considerando-se um universo maior de cidades ou centros urbanos, notadamente com a inclusão daqueles que servem de sede para centros educacionais importantes de nível superior (ex.: inclusão de cidades como Campinas, de São Paulo). Ao lado disto, a expansão do número de centros urbanos permitiria maior controle sobre efeitos de outras amenidades locais não consideradas neste trabalho devido ao pequeno número de regiões metropolitanas pesquisadas na PNAD.

Abstract

This study tries to provide some evidences for the presence of positive externalities of regional stock of human capital on individual agents productivity. It also investigates if the regional differences of human capital explains the regional income disparities in Brazil. The results provide some evidences that, in fact, the regional stock of human capital has a positive effect in individual productivity, as one externality exalting the agents' income. Besides, this effect is stronger for the higher quantils of the conditional distribution, where are the people with higher productivity. The differences of human capital en-

dowments showed to be important variables to explain the regional disparities between the Northeast and the Southeast regions.

Key words:

Human capital, education returns, regional differences.

REFERÊNCIAS

ACEMOGLU, D.; ANGRIST, J. How large are human capital externalities? evidence from compulsory schooling laws. **NBER Macroeconomics Annual**, Cambridge, v. 15, n. 1, 2000.

AZARIADIS, C.; DRAZEN, A. Threshold externalities in economic development. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, n. 105, p. 501-526, 1990.

BARROS, A. H. **Is there a regional problem in Brazil?** Trabalho apresentado na Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2002. Mimeografado.

BUCHINSKY, M. Recent advances in quantile regression models: a practical guideline for empirical research. **Journal of Human Resources**, Wisconsin, n. 33, p. 88-126, 1998.

JOVANIVIC, B.; ROB, B. The growth and diffusion of knowledge. **Review of Economics Studies**, London, n. 56, p. 569-582, 1989.

LUCAS, R. E. On the Mechanics of **Economic Development**. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, n. 22, p. 3-42, 1988.

MANDA, D. M.; MWABU, G.; KIMENYI, M. Human capital externalities and returns to education in Kenya. **KIPPRA Discussion Paper**, Nairobi, Kenya, n. 13, 2002.

MORETTI, Enrico. Estimating the social return do higher education: evidence from longitudinal and

repeated cross-sectional data. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, n. 121, p. 175-212, 2004.

PESSOA, S. Economia regional, crescimento econômico e desigualdade regional de renda. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 29., 2001, Salvador. **Anais...** Salvador, 2001.

RAUCH, J. Productivity gains from geographic concentration of human capital: evidence from cities. **Journal of Urban Economics**, San Diego, n. 34, p. 380-400, 1993.

ROBACK, J. Wages, rents, and the quality of life. **Journal of Political Economy**, Chicago, n. 90, p. 1257-1278, 1982.

SCHULTZ, T. W. Education, investments and returns. In: CHENERY, H. B.; SRINIVASAN, T. N. (Orgs.). **Handbook of Development Economics**. v. 1. Amsterdam: North Holland, 1988.

SERVO, L. **Diferenciais regionais de salários no Brasil**. São Paulo, 1999. Dissertação (Mestrado) – Departamento de Economia, Universidade de São Paulo.

SILVEIRA NETO, R. M.; CAMPELO, A. K. O perfil das disparidades regionais de renda no Brasil: evidências a partir de regressões quantílicas para os anos de 1992 e 2001. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31., 2003, Porto Seguro. **Anais...** Porto Seguro, 2003.

Recebido para publicação em 14.SET.2004

Duração do Desemprego na Região Metropolitana de Salvador: Mensuração e Análise*

Cláudia Malbouisson

* Mestranda do CME-Universidade Federal da Bahia (UFBa)

Wilson F. Menezes

* Professor do CME-UFBa

* Doutor pela Universidade de Paris I

Resumo

Este trabalho analisa a duração média completa do desemprego na Região Metropolitana de Salvador (RMS) a partir dos dados da Pesquisa de Emprego e Desemprego. Para tanto, utiliza-se uma nova metodologia, que permite a utilização de dados em *cross-section*, para estimar essa duração com base no cálculo da probabilidade de continuidade no desemprego. Essa metodologia vem sendo apresentada nos trabalhos de Baker (1992b), Corak e Heisz (1995) e Sider (1985). O foco principal do trabalho é analisar a distinção entre as durações médias completas (estacionárias e não-estacionárias) e a duração média incompleta do desemprego, tal como apresentada nas estatísticas oficiais. Discute-se ainda a existência de heterogeneidade entre as durações e os principais determinantes do desemprego. Os resultados evidenciam que os indicadores não-estacionários descrevem de forma mais exata as condições de funcionamento do mercado de trabalho. Constata-se também a existência de heterogeneidade nas durações do desemprego entre os diferentes grupos sociais na Região Metropolitana de Salvador. Por fim, observa-se que aumentos no desemprego refletem-se fundamentalmente no aumento das durações.

Palavras-chave:

Análise de duração, desemprego-Região Metropolitana de Salvador, duração do desemprego; desemprego-indicadores.

* Trabalho vencedor do 2º lugar, categoria profissional, no IX Encontro Regional de Economia promovido pelo Banco do Nordeste em Fortaleza, em julho de 2004.

1 – INTRODUÇÃO

As alterações ocorridas na economia brasileira ao longo da década de 1990, decorrentes dos processos de reestruturação produtiva, abertura econômica e ajustes macroeconômicos, resultaram em mudanças estruturais na organização econômica brasileira. Como consequência desse processo, pode-se observar uma nova configuração do desemprego. Essa forma se caracteriza principalmente pela marcante evolução do tempo médio de desemprego, a qual se encontra associada a uma elevada proporção de desempregados com tempo de desemprego superior a 12 meses. Nesse sentido, parte do desemprego passa a ser identificado como sendo desemprego estrutural e de longo prazo.

Essa nova configuração do desemprego resulta em crescente marginalização de trabalhadores da atividade produtiva, com grande desperdício da força de trabalho e aumento de uma das formas mais perversas de exclusão social. A existência do desemprego, além de reduzir as condições básicas de sobrevivência, implica também em uma perda de muitos canais de convivência na sociedade moderna. Um outro problema relativo ao desemprego é o aumento do tempo de desemprego. Esse aumento traz consigo dois outros problemas. O primeiro refere-se a um aumento da fragilidade dos vínculos subseqüentes de trabalho, que torna os ex-desempregados candidatos potenciais a novas situações de desemprego (Guimarães, 2002), de modo que se reduzem não somente as probabilidades de o indivíduo encontrar empregos como também de permanecer em um emprego após longo tempo de desemprego. O segundo problema refere-se à tendência de que a saída do desemprego não necessariamente corresponde à obtenção de algum emprego formal, podendo ocorrer um retorno ao mercado de trabalho através de ocupações precárias ou mesmo uma entrada na inatividade, ou em situações de trabalho irregular, caracterizando situações camufladas de desemprego.

O desemprego é um acontecimento muito grave na vida de uma pessoa. Essa gravidade fica, no entanto, acentuada na medida em que o desempre-

go alcança uma longa duração. Por isso mesmo, logo, a análise dos custos sociais do desemprego deve levar em conta não somente sua distribuição diferenciada entre os vários grupos sociais, como também a intensidade com que os afeta. Nesse caso, embora a taxa de desemprego seja um bom indicador das condições econômicas, ela oferece per si uma visão incompleta das condições de funcionamento do mercado de trabalho.

Uma taxa de desemprego de 10%, por exemplo, pode estar indicando pelo menos dois modos de funcionamento do mercado de trabalho. Por um lado, pode descrever uma situação em que, a cada mês, 10% da força de trabalho se torna desempregada por apenas um mês. Nesse caso, o mercado de trabalho é caracterizado como dinâmico, em que um intenso fluxo de ocorrências de desemprego é observado, mas com durações de desemprego relativamente curtas. Por outro lado, uma taxa de desemprego de 10% pode estar refletindo que 10% da população encontra-se permanentemente desempregada, representando um mercado de trabalho estagnado. Tais situações apresentam efeitos distintos sobre o bem-estar dessas pessoas.

Assim, é fundamental conhecer o tempo que os trabalhadores permanecem desempregados. Contudo, as estatísticas oficiais sobre a duração média do desemprego representam uma medida enviesada da verdadeira média do tempo que o indivíduo passa no desemprego. Dois tipos de viés podem ocorrer: um viés de extensão, em que se refere ao fato de que as ocorrências de maior comprimento têm maior probabilidade de ser capturadas pela pesquisa; e um viés de interrupção, em que são apenas captadas pela pesquisa as durações em andamento. Assim, a duração média reportada pelos órgãos oficiais é uma medida incompleta das ocorrências de desemprego.

Diversos trabalhos, presentes na literatura internacional, apresentam métodos para o cálculo da verdadeira duração média do desemprego. A esse respeito, podem ser citados os trabalhos de Kaitz (1970), Salant (1977), Baker e Trivedi (1985), Baker (1992b), Corak e Heisz (1995), entre ou-

tros. No Brasil, a despeito da disponibilidade de dados existentes e da reconhecida importância do problema, ainda são poucos os trabalhos que buscam analisar especificamente a duração do desemprego. Podem-se citar os trabalhos de Bivar (1991), o pioneiro na área, e Menezes e Pichetti (2002).

Este trabalho enquadra-se nessa ordem de questionamento, buscando estimar a duração média completa das ocorrências de desemprego na Região Metropolitana de Salvador (RMS). Para tanto, utilizam-se os dados da Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED), no período compreendido entre janeiro de 1997 e dezembro de 2003. Utiliza-se ainda uma nova metodologia, que permite, na ausência de dados de painel, estimar a duração média completa e, portanto, conhecer com maior precisão quanto tempo, em média, um indivíduo que entra no desemprego pode esperar permanecer nesse estado, a cada período em que a taxa foi calculada. A proposta é, então, estudar através de dados *cross-section* a experiência dos indivíduos desempregados através do tempo, visualizando-os como indivíduos representativos de uma só coorte.

Este trabalho está organizado em mais três partes, além dessa introdução. Na segunda parte, faz-se uma introdução da problemática da natureza dos dados da PED, discutem-se aspectos relativos à censura dos mesmos. Na terceira parte, apresentam-se os procedimentos realizados para a obtenção das coortes sintéticas, de maneira a tornar possível a construção da função de sobrevivência e, conseqüentemente, a estimação da duração média completa de desemprego. A especificação do modelo de grupos sintéticos apresenta três métodos para o cálculo das taxas de continuidade: *backward tracking*, *steady state* e *forward tracking*. Na quarta parte, são apresentados os resultados obtidos, quando são discutidas as características cíclicas das estimativas apresentadas. Nesse momento, duas importantes análises foram realizadas. A primeira diz respeito a uma comparação entre a estimativa da duração do desemprego a partir do tempo de desemprego e a partir do tempo de busca por trabalho; e a segunda trata de uma análise dos

determinantes da duração do desemprego na RMS. Por fim, algumas conclusões são apresentadas.

2 - DURAÇÃO INCOMPLETA DO DESEMPREGO E CENSURA DOS DADOS

De acordo com Jenkins (2004), um tempo de sobrevivência, ou tempo de duração, é censurado quando se sabe apenas se ele começou ou terminou dentro de algum intervalo de tempo particular, mas o comprimento total da ocorrência (tempo decorrido desde a entrada até a transição para outro estado) não é exatamente conhecido. Dado o comprimento total de uma ocorrência de desemprego T , dois tipos de censura dos dados podem ocorrer. Primeiro, uma censura à direita, quando, no momento da observação, não se pode saber a data do fim da ocorrência, já que ele ainda não aconteceu, de maneira que o comprimento total do tempo entre a entrada e a saída nesse estado fica desconhecido. Assim, dada a entrada no tempo 0 e observação no tempo s , apenas sabe-se que a ocorrência completa T é de comprimento $T \geq s$. Segundo, uma censura à esquerda; quando a data de início da ocorrência não é conhecida, o comprimento exato dessa ocorrência fica também desconhecido.

Na análise da duração do desemprego, o tipo de censura mais comum é à direita, pois se sabe a data de entrada para o estado de desemprego, sem que haja informação da data de saída desse estado para outro (transição); isso porque as ocorrências do desemprego encontram-se ainda em andamento no momento de realização da pesquisa. Salant (1977) chama esse comprimento parcial de comprimento interrompido de uma ocorrência. Nesse caso, sabe-se qual foi a duração do tempo de desemprego até aquele momento, mas não quando ela será concluída. As estatísticas oficiais baseadas nesse tipo de informação podem ser mais bem chamadas de duração média incompleta do desemprego, dado que é baseada sobre o comprimento do desemprego das ocorrências correntes no período de referência da pesquisa sem quaisquer medidas corretivas (Corak e Heisz, 1995). Na estimação desse in-

dicador, diferentes durações de desemprego, períodos curtos, médios ou prolongados recebem peso igual na estimativa da duração média. Como consequência, a duração média incompleta é uma medida insuficiente para a efetiva duração da experiência de desemprego.

Salant (1977) coloca que, em estado estacionário, a medida da duração incompleta do desemprego é uma medida duplamente enviesada da duração completa. A hipótese de *steady state* implica que a probabilidade de uma ocorrência de desemprego ser captada pela pesquisa em qualquer ponto de sua duração completa é a mesma, e a distribuição do desemprego por tempo de duração permanece constante e, portanto, a probabilidade de saída da situação de desemprego não depende do tempo-calendário. Assim, em estado estacionário, as ocorrências captadas estarão em média na metade de sua duração completa no momento da realização da pesquisa. Conseqüentemente, o tempo total de desemprego irá exceder ao tempo da duração incompleta. Fica, portanto, a medida da duração completa subestimada. Salant (1977) denomina esse viés de viés de interrupção. Um segundo tipo de viés decorre do fato de as ocorrências mais longas terem maior probabilidade de estarem em andamento no momento da pesquisa, por isso mesmo, possuem maior probabilidade de ser captadas na pesquisa. Esse é o chamado viés de extensão. Assim, os indivíduos que experimentam curtas e sucessivas ocorrências de desemprego acabam ficando sub-representados na amostra. Nesse caso, a duração incompleta superestima a verdadeira duração de desemprego.

Dado que os dois tipos de viés atuem simultaneamente, não se pode dizer qual dos dois efeitos prevalecerá. Como colocam Corak e Heisz (1995), “não se pode perceber imediatamente se a duração média incompleta do desemprego subestima ou superestima a duração média completa”. De acordo com Bivar (1991), somente quando todas as ocorrências de desemprego têm igual extensão é que se pode afirmar que o viés de interrupção prevalecerá e a média incompleta da duração do desemprego,

estimada pela pesquisa, será metade da média das ocorrências completas. Caso contrário, o que determinará qual o efeito resultante será a probabilidade de saída do desemprego. Salant (1977) apresenta um teorema que mostra qual dos dois efeitos prevalecerá em função da relação entre a probabilidade de saída do desemprego e o tempo de permanência nesse estado. Assim, se a probabilidade de saída cresce com o tempo de desemprego, então a duração incompleta será menor que a duração completa, prevalecendo o viés de interrupção. Por outro lado, se a probabilidade de saída do desemprego é constante, os efeitos do viés de interrupção e do viés de comprimento irão contrabalançar-se e as médias serão iguais. Por fim, se a probabilidade de saída decresce com o tempo de desemprego, então a duração incompleta irá superestimar a duração completa, prevalecendo, portanto, o viés de extensão.

Cabe ainda observar as características cíclicas da duração média do desemprego. De acordo com Corak e Heisz (1995), a duração média incompleta é um indicador cíclico defasado, ou seja, ele apresenta um certo retardo em responder às mudanças nas condições econômicas. Isso decorre do fato de essa medida ser afetada pela composição dos desempregados, a qual se altera de acordo com os ciclos econômicos. Assim, quando a economia encontra-se no início de uma recessão, o grande fluxo de entrada no desemprego acaba puxando a média da duração do desemprego para baixo. Dessa forma, enquanto a taxa de desemprego apresentar um crescimento acentuado, a duração média pode apresentar apenas um leve incremento ou até mesmo declinar, a despeito da deterioração das condições econômicas evidenciadas pela taxa de desemprego. Logo, em momentos de recessão, a duração média incompleta será, inicialmente, uma subestimativa da verdadeira duração média do desemprego, haja vista a maior participação relativa das novas ocorrências de desemprego.

Por outro lado, quando a economia apresentar melhora nas condições econômicas, o número de novos entrantes diminui, resultando em um estoque

de desempregados excessivamente ponderado pelas ocorrências mais longas. Nesse momento, o estoque passa a ser composto por uma maior proporção de indivíduos que se encontra na situação de desemprego há mais tempo e a duração média incompleta sobreestima a verdadeira duração média do desemprego. Por conseguinte, a duração média incompleta apresenta-se como um indicador contra-cíclico das variações nas condições econômicas. Assim, paradoxalmente, quando as condições econômicas estiverem melhorando, a duração média incompleta ainda apresentará trajetória de crescimento por algum tempo, e quando as condições estiverem verdadeiramente piorando, essa medida continuará a apresentar queda ainda por algum tempo.

3 - ESPECIFICAÇÃO DO MODELO

3.1 - Procedimento para Obtenção dos Grupos Sintéticos

Nesta seção, são apresentados os procedimentos adotados para a construção das coortes sintéticas e dos intervalos utilizados para o cálculo das respectivas taxas de sobrevivência, ou continuidade, empregadas para a estimação das durações médias. Esta seção está baseada nos trabalhos de Corak e Heisz (1995a, 1995b), Sider (1985), Kaitz (1970) e Baker (1985).

Dados em *cross section* representam um ponto no tempo, de modo que as informações levantadas sobre uma amostra representativa de indivíduos durante um determinado período são observações únicas de cada indivíduo, o que não permite estimar uma função de sobrevivência da maneira tradicional, ou seja, pelo acompanhamento dessas pessoas no tempo. O método alternativo de coortes sintéticas é então muito apropriado para a estimação das taxas de sobrevivência a partir desse tipo de dados, o que torna possível a estimação da duração média completa de desemprego. Esse método propõe a seleção de um grupo de desempregados cujo acompanhamento ao longo do tempo substitui dados originados em pesquisas de painel. A proposta é, então, estudar através de dados *cross sec-*

tion a experiência dos indivíduos desempregados através do tempo, visualizando-os como indivíduos representativos de uma só coorte, de modo que seja possível calcular as taxas de continuidade no desemprego.

Uma coorte sintética é um conjunto de pessoas que têm em comum um atributo relativo a um dado período de tempo. Esse atributo em comum é o fato de todas as pessoas terem entrado no desemprego no mesmo momento. Nesse sentido, busca-se reunir os diversos indivíduos entrevistados pelo mês de entrada no desemprego. Por exemplo, consideram-se representativos dos desempregados que iniciaram suas ocorrências de desemprego no mês de janeiro os entrevistados que relataram entre um e dois meses de desemprego em fevereiro, bem como os indivíduos que informaram estar desempregados entre dois e três meses em março, e assim consecutivamente.

O modelo proposto busca construir uma medida que descreva a duração média esperada das ocorrências completas para um conjunto de indivíduos que têm em comum a origem temporal de suas ocorrências de desemprego. Os modelos de duração apresentados a seguir estão baseados na hipótese de que as condições econômicas, prevalentes no momento em que a coorte entra no desemprego, não se alteram durante toda a extensão da ocorrência experimentada, ou seja, até que a coorte saia da situação de desemprego para a ocupação ou para a inatividade. Desse modo, uma vez realizados os procedimentos para a obtenção de coortes sintéticas a partir dos dados em *cross section*, passa-se à construção das faixas de intervalos de tempo de desemprego relatado pelos indivíduos, de modo a agrupá-los pela data de ingresso neste estado, para cada mês de cada ano. Por fim, calculam-se as taxas de continuidade necessárias para a estimação da duração média completa.

3.2 - Duração Média Completa Backward Tracking

Neste modelo assume-se a hipótese de que as condições econômicas que prevalecem em um pas-

sado recente se manterão no futuro, o que implica em taxas de continuidade constantes dentro de cada intervalo. Isso permite que, ao comparar sucessivas medidas mensais construídas sob condições econômicas diferentes, seja possível detectar variações na situação macroeconômica.

A construção de um estimador que permita conhecer a duração esperada completa do tempo de desemprego de um indivíduo é feita a partir do cálculo da probabilidade condicional de continuar desempregado $x + 1$ períodos, dado que o indivíduo se encontra nesse estado por x períodos. A duração média completa do desemprego, D , resulta então do quociente entre a soma dos indivíduos desempregados ponderados pela extensão completa de seus intervalos e o número de indivíduos que constituem a coorte entrante, $f(0)$. Este grupo, também chamado de incidência, é formado pelos indivíduos que informam até um mês de desemprego, ou seja, os indivíduos que entraram nesse estado durante o mês de referência da pesquisa.

Seja $f(x)$ o número de indivíduos que estão desempregados há x meses, sendo x uma variável aleatória discreta positiva assumindo os valores $0 < x_1 < x_2 < \dots < x_i$, então, a duração média completa do desemprego é dada por:

$$D = \sum_{x=1}^n x \frac{[f(x-1) - f(x)]}{f(0)} = \sum_{x=0}^n \frac{f(x)}{f(0)} \quad (1)$$

Desenvolvendo (1) esse processo pode ser escrito em termos das probabilidades de continuar desempregado de um período para o seguinte:

$$\begin{aligned} D &= 1 \frac{[f(0) - f(1)]}{f(0)} + 2 \frac{[f(1) - f(2)]}{f(0)} + 3 \frac{[f(2) - f(3)]}{f(0)} + \dots \\ &= 1 - \frac{f(1)}{f(0)} + 2 \frac{f(1)}{f(0)} - 2 \frac{f(2)}{f(0)} + 3 \frac{f(2)}{f(0)} - 3 \frac{f(3)}{f(0)} + \dots \\ &= 1 - \frac{f(1)}{f(0)} + 2 \frac{f(1)}{f(0)} \cdot \frac{f(2)}{f(1)} + 3 \frac{f(1)}{f(0)} \cdot \frac{f(2)}{f(1)} - 3 \frac{f(1)}{f(0)} \cdot \frac{f(2)}{f(1)} \cdot \frac{f(3)}{f(2)} + \dots \end{aligned} \quad (2)$$

As equações (1) e (2) mostram as probabilidades que um indivíduo tem de permanecer desempregado x meses, visto que se encontra nesse estado há pelo menos $x - 1$ meses. Essas probabilida-

des resultam, portanto, do quociente entre o número de indivíduos desempregados x meses durante o tempo t e o número de indivíduos que estiveram desempregados $x - 1$ meses no período anterior ($t - 1$). Tem-se, pois, que a probabilidade condicional de permanecer desempregado por mais um período é dada por:

$$P(x, t) = \frac{f(x, t)}{f(x - 1, t - 1)} \quad (3)$$

onde $f(x, t)$ representa o número de indivíduos desempregados pelo menos x meses, mas menos que $x + 1$ meses no período t , e $f(x - 1, t - 1)$ representa o número de desempregados no período anterior a $x - 1$ meses, mas menos que x meses.

Como colocam Corak e Heisz (1995), $P(x, t)$ é também denominada de taxa de continuidade ou probabilidade de sobrevivência no desemprego e equivale a um menos a probabilidade de saída do desemprego. Assim, $P(x, t)$ é a probabilidade de passar ao x -ésimo mês de desemprego, dado que já se encontra desempregado por $x - 1$ meses. É possível, então, reescrever (2) da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} D_t &= (1 - P_1) + 2P_1(1 - P_2) + 3P_1P_2(1 - P_3) \\ &+ \dots = 1 + P_1 + P_1P_2 + P_1P_2P_3 + \dots \end{aligned} \quad (4)$$

De acordo com Sider (1985), mais geralmente,

$$D_t = \sum_{x=1}^n g(x) \left[\prod_{j=0}^{x-1} P_j \right] (1 - P_x) \quad (5)$$

onde P_0 é a probabilidade de estar na coorte inicial e é igual a um. O produto $P_j(1 - P_x)$ é a parcela da coorte inicial que sai do desemprego após x períodos, representando a probabilidade de saída do desemprego. A função $g(x)$ pondera os indivíduos pela duração completa de desemprego apropriada.

Em (5) $g(x) = x$, logo a ponderação é feita em função da extensão do intervalo completo, supon-

do que os indivíduos permaneçam desempregados até o final do mesmo. Desse modo, tomando $g(x) = x$, tem-se que a duração média das ocorrências completas de desemprego é dada por:

$$D_t = \sum_{x=1}^n \prod_{i=1}^x P(i, t) \quad (6),$$

onde n representa o número de meses de duração. O primeiro elemento do somatório corresponde a um, dado que a probabilidade de pertencer à coorte inicial para os entrantes é de um mês. Nesse momento, assumem-se probabilidades constantes de saída do desemprego.

3.3 - Duração Completa no Estado Estacionário

Kaitz (1970) assume que o desemprego encontra-se em *steady state*, ou condição de equilíbrio, quando o nível de desemprego permanece o mesmo a cada período. Dessa forma, a hipótese de que o mercado de trabalho encontra-se em estado estacionário implica que os fluxos de entrada e de saída no desemprego são constantes através do tempo, de modo que a distribuição dos desempregados por duração permanece constante, ou seja, o número de desempregados com até um mês em t é igual ao número de desempregados com até um mês em $t + 1$. Conseqüentemente, as taxas de continuidade no desemprego são constantes.

Seja U_t o número de indivíduos desempregados em t e $f(0)$ o número de entrantes. Assumindo-se $f(0)$ constante no tempo, tem-se, então, que o total de desempregados em t é dado pela soma das coortes entrantes em $t - 1, t - 2, t - 3, \dots, t - n$ que ainda permanecem no desemprego. Nessa circunstância, a probabilidade de um membro da coorte permanecer desempregado por um período adicional é dada pela diferença no número de desempregados entre os sucessivos intervalos de duração.

Utilizando taxas de continuidade, pode-se calcular o número total de desempregados como:

$$U = f(0, t) + p_{1,t} f(0, t - 1) + p_{1,t} p_{2,t} f(0, t - 2) + \dots \quad (7)$$

Sendo as taxas de continuidade constantes no tempo, então o total de desempregados pode ser expresso em cada momento por:

$$U = f(0) + p_1 f(0) + p_1 p_2 f(0) + \dots p_{n-1} p_n f(0) \quad (8)$$

A partir de (8) tem-se que:

$$U = D \cdot f(0) \quad (9)$$

Logo, a duração esperada completa pode ser obtida através da divisão do total de desempregados pelo número de novos entrantes (incidência) no desemprego:

$$D = \frac{U}{f(0)} \quad (10)$$

Sob a hipótese de *steady state*, é possível então calcular a duração média completa das ocorrências de desemprego desconsiderando a estimação das probabilidades de continuar no desemprego por um período adicional. Conforme Kaitz (1970) e Sider (1985), em condição de *steady state*, a distribuição das ocorrências por duração é constante e idêntica à distribuição de dados longitudinais, uma vez que o número de pessoas que deixa o desemprego é igual ao número de entrantes em qualquer momento.

Assim, o número de desempregados por $x - 1$ períodos em t , $f(x - 1, t)$, é igual ao número de desempregados no período anterior, $f(x - 1, t - 1)$. Nesse caso, o cálculo da duração média completa se torna mais simplificado. Em conseqüência, a probabilidade de sobreviver ao x -ésimo período de desemprego é a razão entre os que se reportam desempregados por x períodos em t e os indivíduos que informaram estar desempregados $x - 1$ períodos em t . Assim, em estado estacionário, o número de desempregados por x períodos é constante e dado por:

$$f(x, t) = f(x), \forall x, t \quad (11) \text{ e}$$

$$D = D' \quad (12)$$

resumindo-se, tem-se:

$$D' = \sum_{x=0}^n \frac{f(x, t)}{f(0, t)} \quad (13)$$

3.4 - Duração Completa *Forward Tracking*

De acordo com Corak e Heisz (1995), o estimador não-estacionário, apresentado em (15), é baseado na suposição de que as condições econômicas atuais prevalecerão no futuro. Assume-se que as taxas de continuidade calculadas com base na experiência do desempregado no mercado de trabalho em um passado recente irão prevalecer para toda a duração da ocorrência de desemprego. Embora essa não seja uma hipótese tão restritiva quanto a suposição de *steady state*, esse estimador pode levar a imprecisões.

De acordo com os autores, se as condições no mercado de trabalho estão se deteriorando, as taxas de continuidade deverão crescer com o tempo e a duração média completa irá subestimar a verdadeira média, enquanto que se as condições estão melhorando; as taxas de continuidade deverão cair com o valor estimado da média sobreestimando a verdadeira média. Buscando estimar a extensão do erro introduzido por essa hipótese, Corak e Heisz (1995) apresentam um novo estimador da duração média do desemprego baseado não mais nas experiências passadas, e sim na experiência presente da coorte de desempregados. Nesse sentido, o cálculo dessa estatística é feito incrementando o período de referência das taxas da seguinte maneira:

$$p_{x,t}^n = \frac{f(x, t)}{f(x-1, t+i)} \quad (14)$$

onde i é o mês em que se inicia o intervalo de desemprego.

Em contraste com a equação (13), tem-se:

$$D_v = \sum_{x=1}^n \prod_{i=1}^x P(i, t+i) \quad (15)$$

Essa duração média é calculada a partir do mesmo conjunto de taxas de continuidade utilizadas anteriormente, porém considerando as condições futuras e, portanto, seguindo a experiência da coorte para frente no tempo, enquanto aquelas consideram as condições econômicas de um passado recente.

3.5 - Escolha dos Intervalos

Para a estimação da duração média completa do desemprego, considerou-se o tempo decorrido entre a data de saída do último trabalho e a data de realização da pesquisa. A construção dos intervalos é feita considerando o mês como unidade de análise, de modo que os indivíduos são ordenados em cada mês de cada ano em função do número de meses em que se encontram no desemprego.

Na literatura, observa-se que a escolha dos intervalos, em geral reduzidos a semanas, é feita de forma progressiva, ou seja, os intervalos aumentam com o número das faixas nas quais se agrupam os indivíduos por tempo de desemprego. A justificativa para esse procedimento decorre da disponibilidade dos dados, pois quanto maior por tempo de desemprego menor será a quantidade de casos observados e, portanto, menos confiáveis serão os cálculos. Isso porque a probabilidade de um indivíduo permanecer desempregado por um período adicional, dado que está no segundo ou terceiro mês de desemprego, tem maior respaldo, em termos de casos revelados pela amostra, do que a probabilidade de passar do vigésimo segundo mês para o vigésimo terceiro.

Baker e Trivedi (1985), acerca da definição ótima dos intervalos, afirmam que, ainda que possa ser preferível utilizar intervalos os mais curtos possíveis na estimação da duração média completa, mesmo assim, pode haver um *trade-off*. Dessa forma, quanto mais curtos os intervalos, mais perceptíveis são as preferências de dígito (que será discutido mais adiante) e, portanto, mais sensíveis serão os resultados relativamente aos ponderadores adotados (Azar, 2001).

No caso da RMS, a despeito de os intervalos estarem em meses, observa-se um padrão de distribuição dos desempregados por tempo de desemprego semelhante ao apresentado na literatura. Os Gráficos 1 e 2 apresentam a distribuição de frequência do tempo de desemprego para a RMS a partir dos dados da PED. O Gráfico 1 apresenta o histograma das frequências relativas do tempo de de-

semprego, considerando os casos com duração até 156 meses. Pode-se observar que, à medida que aumenta o tempo de desemprego, diminui a participação dos indivíduos com durações maiores. Por outro lado, os dados da PED informam que as participações nas faixas de tempo aumentam com os intervalos. Assim é que 9,0% dos desempregados na RMS têm até 1 mês de desemprego, 24,8% têm

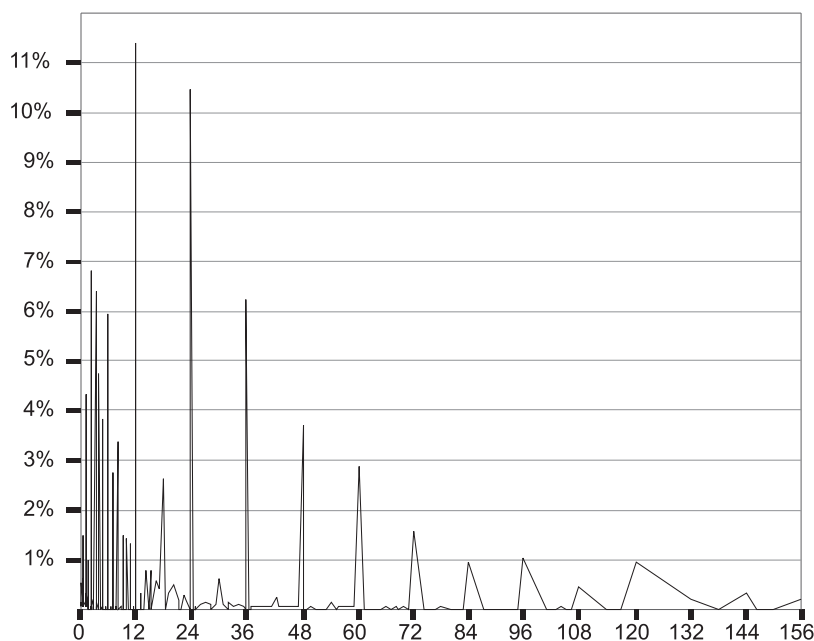


Gráfico 1 – Distribuição de frequência do desemprego - RMS (1997-2003)

Fonte: Cálculos realizados a partir dos microdados da PED/RMS

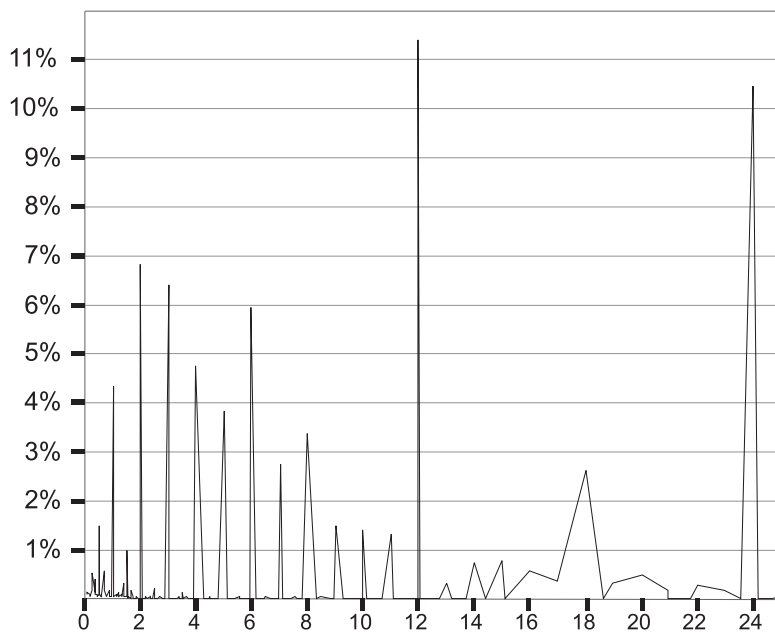


Gráfico 2 – Distribuição de frequência do desemprego - RMS (1997-2003)

Fonte: Cálculos realizados a partir dos microdados da PED/RMS

até 3 meses, 39,5% até 6 meses, 27,6% entre 6 e 12 meses, 28,7% entre 12 e 24 meses.

Tendo em vista essa distribuição do tempo de desemprego na RMS, optou-se por evidenciar a frequência relativa até 24 meses, uma vez que até essa duração representa quase 80% do total dos desempregados, cujos resultados podem ser sinalizados no Gráfico 2. A partir desse Gráfico, foram escolhidos cinco intervalos de tempo progressivamente maiores, de modo a superar os problemas de limitação da amostra. O primeiro é um intervalo mensal, o segundo um intervalo bimensal, o terceiro trimestral, o quarto semestral e o quinto anual, como segue: (1) até 1 mês de desemprego; (2) entre 1 mês e 3 meses de desemprego; (3) entre 3 meses e 6 meses de desemprego; (4) entre 6 e 12 meses de desemprego; e (5) acima de 12 meses de desemprego. Com base nessas faixas, estimaram-se, para cada modelo de duração, quatro taxas de sobrevivência no desemprego para cada mês de cada ano. Essas taxas são resultantes da razão entre o número de indivíduos de cada faixa e o número de indivíduos da faixa imediatamente anterior, para cada período. Como somente a primeira faixa refere-se ao intervalo mensal, as taxas de continuidade P_1 , P_2 , P_3 e P_4 foram convertidas para seus equivalentes mensais, elevando-as a $1/2$, $1/3$, $1/6$ e $1/12$ avos, respectivamente.

3.6 - Preferência de Dígito e Ponderação dos Intervalos

A análise das frequências das durações do desemprego evidencia a existência de picos em determinados pontos da distribuição, conforme mostra o Gráfico 2. A ocorrência de um padrão de picos na distribuição das frequências resulta, por um lado, de um erro de mensuração por parte dos entrevistados concernente ao tempo real de desemprego e, por outro lado, decorrente do que se convencionou chamar de a preferência por dígitos, que se revela no momento da escolha de um número que mensure o tempo de desemprego.

No primeiro caso, tem-se o viés de resposta relativo aos erros de mensuração dos desemprega-

dos acerca de sua condição dentro do mercado de trabalho. Paull (2002), analisando os vieses de respostas existentes nas informações sobre a história passada dos indivíduos no mercado de trabalho, coletadas pela *British Household Panel Survey*, coloca que tais erros podem ser cometidos não intencionalmente ou podem ser parte de uma reinterpretação consciente do passado do entrevistado, sendo influenciados não somente pelo comprimento do período a ser recordado e pela complexidade das perguntas feitas, como também em função da importância, do conforto e do desejo social de que esses eventos sejam lembrados. De acordo com esse autor, efetivamente algumas pessoas vão preferir não recordar, por questões pessoais, quais os motivos que as levaram ao desemprego, ou mesmo há quanto tempo encontram-se nessa situação.

Em função desses fatores, o autor levanta algumas hipóteses acerca do erro de mensuração. Primeiramente, quanto maior o período de tempo, menor o número de ocorrências lembrado. Assim, quanto maior o horizonte de tempo a ser recordado, menor será a probabilidade de serem corretamente relembradas. Ainda que a distribuição do tempo agregado através dos estados não possa ser afetada, a duração média das ocorrências aumentará e a frequência das transições diminuirá com o aumento do período a ser recordado. Segundo, as ocorrências de menor duração têm menor probabilidade de serem recordadas do que as maiores, pois se considera que as ocorrências menores são menos importantes em relação àquelas que duraram mais tempo, logo, são esquecidas mais facilmente.

Terceiro, é mais provável que as ocorrências de desemprego sejam menos lembradas do que as ocorrências de emprego ou inatividade. Isso porque a importância do evento depende de algo memorável que tenha ocorrido durante o período. Períodos de desemprego podem ser menos memoráveis caso tenham sido apenas um tempo de espera para o início de alguma atividade. O desconforto ou do tempo gasto na busca por trabalho pode levar o entrevistado a apagar o evento da memória ou conscientemente não revelá-lo corretamente. De fato, a ocorrência pode ser re-classificada ao invés de es-

quecida, particularmente se a ocorrência é extensa. Desse modo, os indivíduos podem classificar períodos de busca por trabalho sem sucesso com saída para a inatividade como uma ocorrência única de inatividade. Por fim, tem-se que a importância social de cada estado do mercado de trabalho pode depender do tipo de pessoa entrevistada, assim como o viés de memória pode variar de acordo com as características individuais. Nesse sentido, os atributos pessoais e econômicos como sexo, posição na família, idade, escolaridade são elementos que dão diferentes graus de importância para os estados do desemprego.

No que se refere à preferência de dígito, observa-se que os entrevistados, ao buscarem mensurar seu tempo de desemprego, parecem ter uma maior propensão a responder com números pares do que com ímpares, assim como preferirem números múltiplos de meses inteiros a números quebrados. No caso da PED, observa-se que os picos locais ocorrem em durações que correspondem aproximadamente a pontos mensais, trimestrais, semestrais e anuais do Gráfico, em dois, três, seis, doze e vinte e quatro meses. O pico mais significativo é visto em 12 meses. É razoável supor que parte dos entrevistados que respondem um ano de desemprego pode estar nesse estado um período inferior a 11, 10, ou mesmo 9 meses. Isso pode ser entendido quando se considera que o referencial de tempo para o indivíduo que está desempregado vai se alterando à medida que se estende a sua duração. Assim, responder 12 meses de desemprego pode, de algum modo, estar superestimando o verdadeiro comprimento nesse estado. O mesmo tipo de análise deve ser feito com relação ao pico de 24 meses. O pico em 1 mês evidencia uma menor participação de novos entrantes no estoque de desempregados, uma vez que, nesse ponto da distribuição, têm-se 4,3% do total contra uma participação de 6,8% em 2 meses, 6,4% em 3 meses e 5,9% em 6 meses.

De acordo com Baker e Trivedi (1985), esses picos provocam distorções na distribuição das durações relatadas e viés na estimação das probabilidades de sobrevivência. Esse viés decorre do fato

de que, ao declararem incorretamente qual o verdadeiro período em que estão no desemprego, as respostas alteram a participação nos intervalos de tempo utilizados para o cálculo da taxa. Assim é que uma declaração de 3 meses de desemprego, quando verdadeiramente deveria estar no intervalo anterior, dois meses, superestima o numerador e subestima o denominador no cálculo da probabilidade. Destarte, é fundamental que se considere, no cálculo das durações médias das ocorrências completas, a existência de picos na distribuição de frequência da duração do desemprego. Assim, cabe a utilização de algum método corretivo que elimine, ao menos parcialmente, os problemas decorrentes dos picos observados. Sider (1985) sugere que os dados sejam uniformizados antes do cálculo da duração média. Baker (1992) analisa as implicações de várias suposições de uniformização.

A eleição de ponderadores para a uniformização é feita de modo arbitrário com base na análise do padrão de distribuição dos dados. Em geral, uma fração dos indivíduos que informa um tempo de duração coincidente com os meses que estão na fronteira dos intervalos é realocada para o intervalo seguinte. Com base no histograma e na análise de diferentes possibilidades de realocação, a suavização foi feita da seguinte maneira: no primeiro intervalo, utilizou-se um ponderador de 35% e, nas demais faixas, com exceção da última, um ponderador de 30%. Assim, os intervalos anteriormente apresentados foram mantidos, mas aplicando-se esses percentuais para realocar parte dos indivíduos para o intervalo imediatamente seguinte.

4 - RESULTADOS

Antes de analisar os resultados, duas questões merecem atenção. A primeira refere-se às médias das durações *backward* e *forward*. A duração média *backward* para o ano de 1997 representa uma subestimativa da verdadeira duração completa; isso porque o cálculo desse indicador requer um intervalo de tempo prévio que chega até 12 meses. Problema semelhante ocorre para a duração média completa *forward*, porém com referência ao ano de 2003, visto que essa estimativa prescinde de um intervalo de tempo

posterior de 12 meses. Já a duração média no estado estacionário não apresenta nenhum problema, haja vista que seu cálculo é feito em relação ao mesmo período, sem defasagens de tempo.

A segunda questão refere-se ao problema de células vazias observadas em algumas linhas na distribuição dos desempregados por faixa de tempo de desemprego. Trata-se especificamente dos brancos e dos analfabetos, que apresentaram, respectivamente, na faixa de tempo com até 1 mês de desemprego nove e oito células sem nenhuma observação, e uma célula vazia no grupo dos brancos na faixa entre 3 e 6 meses de desemprego. Disso resulta um comprometimento do cálculo de todas as estimativas da duração completa na respectiva linha em que ocorre a célula vazia. O procedimento *ad hoc* adotado para a correção do problema foi, no primeiro caso, desconsiderar as duas primeiras taxas de probabilidade calculadas com as células vazias e considerar somente as três últimas taxas no segundo caso.

4.1 - Comparação Entre as Medidas de Duração do Desemprego

A Tabela 1 apresenta as médias anuais para os indicadores completos *backward*, *forward* e estacionário, para a duração média incompleta e para a taxa de desemprego total. Em comparação com a duração média incompleta, vê-se que todas as estimativas completas apresentaram valores médios muito inferiores àquela, em mais que a metade para

todo o período. A duração média completa *backward*, que considera as condições econômicas passadas constantes ao longo de toda a ocorrência de desemprego, apresentou para o período analisado uma média de 9,1 meses. A evolução desse indicador foi positiva ao longo do período. Os anos 2001 e 2003 apresentaram as maiores médias anuais (10 meses). Somente em 2000 e 2002 a duração média esperada *backward* se reduziu com relação aos anos imediatamente anteriores, com médias de 9,3 e 9,2 meses, respectivamente.

A duração *forward* e a duração no estado estacionário apresentaram padrão de comportamento semelhante à duração média completa *backward*. A duração média *forward*, baseada no pressuposto de que as condições econômicas atuais irão prevalecer no futuro, apresentou uma média para todo o período de 8,5 meses, a menor dentre as três durações completas. A proximidade entre as médias *forward* e *backward* permite indicar que a hipótese adotada no cálculo da estimativa anterior não seja tão restritiva.

Importante observar que, com relação às características cíclicas, o indicador *forward* apresenta virtualmente a mesma trajetória que a duração *backward*, com máximos e mínimos localizados nos mesmos anos e com a mesma reação a pontos de inflexão do ciclo econômico, observados pelo comportamento da taxa de desemprego. Desconsidere

Tabela 1 – Durações médias anuais e taxa de desemprego total – RMS (1996-2003)

Ano	<i>Backward</i>	<i>Forward</i>	Est. Estac.	Incompleta	Tx. Desemprego
1997	6,3	8,5	8,2	17,4	21,6
1998	9,2	9,1	9,0	19,5	24,9
1999	9,4	9,7	9,6	21,6	27,7
2000	9,3	9,2	9,3	22,6	26,6
2001	10,0	9,7	9,7	22,4	27,5
2002	9,2	8,4	9,1	21,8	27,3
2003	10,0	5,1	9,9	22,4	28,9
Média	9,1	8,5	9,3	21,1	26,3
D.P.	1,28	1,60	0,55	1,94	2,41

Fonte: Cálculos realizados a partir dos microdados da PED/RMS

rando-se os anos 1997 e 2003, as médias calculadas para o restante do período são muito próximas, 9,4 *backward* e 9,2 *forward*, o que permite dizer que a situação econômica tem se mantido ao longo do período, ou seja, o quadro de deterioração das condições econômicas observado em um passado recente ainda se mantém no presente.

A duração no estado estacionário apresentou a média mais elevada dos estimadores no período, 9,3 meses, conforme o esperado. Esse resultado pode ser explicado por duas razões. A primeira refere-se ao fato de que esse indicador não padece do problema insuficiência de dados, ou seja, nenhuma média representa subestimativa, como ocorre

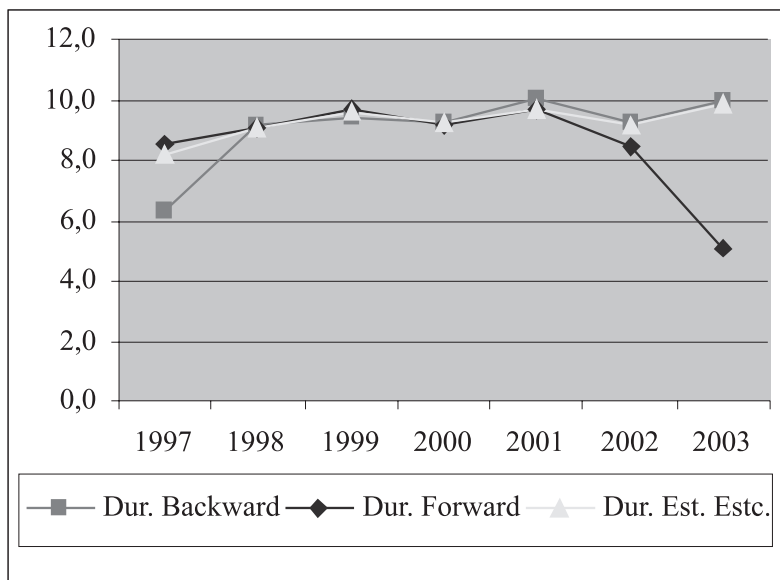


Gráfico 3 - Durações médias completas RMS (1997-2003)

Fonte: Cálculos realizados a partir dos microdados da PED/RMS

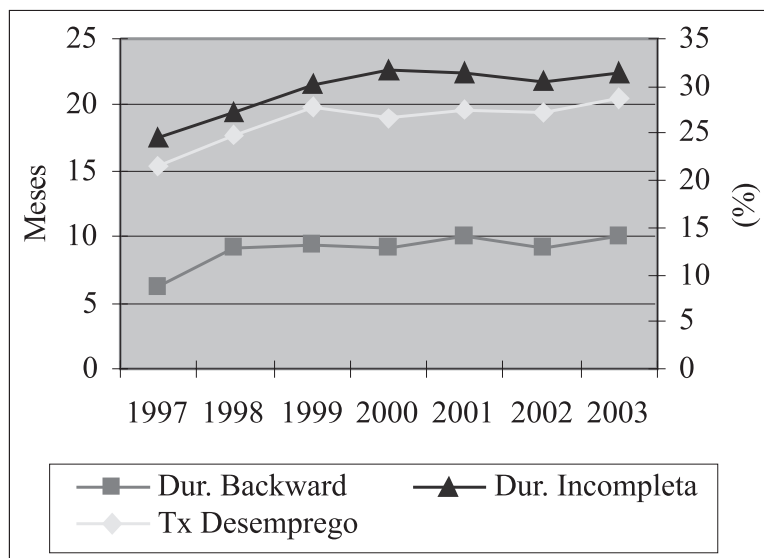


Gráfico 4 - Taxa de desemprego, durações médias incompleta e completa backward - RMS (1997-2003)

Fonte: Cálculos realizados a partir dos microdados da PED/RMS

para as médias *backward* em 1997 e *forward* em 2003. A segunda razão decorre da hipótese de que a economia está sendo analisada em condições de estado estacionário, não havendo, portanto, mudanças nas condições econômicas. Por conseguinte, a duração no estado estacionário apresenta menor variabilidade que as durações não-estacionárias, conforme evidencia seu desvio-padrão (0,55)¹. Deve-se observar ainda que este indicador, além de acompanhar a trajetória cíclica, como as demais durações, apresentou a maior média no período, no mesmo ano (2003), em que a taxa de desemprego apresentou seu maior valor. O Gráfico 3 mostra a evolução das durações completas.

As medidas completas da duração do desemprego são melhores indicadores que a duração incompleta para descrever as condições econômicas e, tendo em vista que os estimadores *forward* e estacionário apresentam um mesmo padrão de comportamento que a duração *backward*, apresenta-se no Gráfico 4 a evolução desse último indicador juntamente com a duração média incompleta e a taxa de desemprego. A média para o período desse indicador foi de quase dois anos (22 meses). O Gráfico 4 evidencia com bastante clareza o comportamento cíclico dos três indicadores.

Embora as estimativas completa e incompleta da duração do desemprego apresentem um movimento ascendente no período analisado, apenas a duração média *backward* apresentou movimentos similares aos da taxa de desemprego. Assim, esses indicadores apresentam crescimento até 1999, quando, em 2000, apresentam leve redução, voltando a crescer em 2001. Em 2002, ocorre novamente queda nesses indicadores e crescimento em 2003 (a exceção da duração *forward*). A duração média incompleta apresenta crescimento contínuo até 2000 para depois apresentar redução nos anos seguintes.

Dessa sorte, a variação cíclica na duração média *backward* acompanha mais de perto as varia-

ções cíclicas na taxa de desemprego que na da duração média incompleta. Esta última, conforme se verifica no Gráfico 4, apresenta certo lapso em responder às mudanças nas condições econômicas, exteriorizadas através da taxa de desemprego. Fica, então, evidente que tal medida é um indicador cíclico defasado. Logo, esse indicador reflete, em maior proporção, o tempo de desemprego do estoque de desempregados. Nos momentos de piora econômica, o acréscimo de entrantes ao estoque de desempregados é insuficiente para puxar essa média para baixo.

Conforme pressupõe a teoria, a diferença de patamar entre a duração incompleta e as durações completas constata a recessão econômica vivida no período. Esse resultado decorre da reduzida proporção que os entrantes representam no total dos desempregados em contraste com a significativa proporção dos desempregados com tempo de desemprego superior a doze meses. Dessa forma, a duração média incompleta é mais pesadamente ponderada pelo estoque de desempregados do que pelos entrantes e, por conseguinte, apresenta valor muito mais elevado que as demais durações. De acordo com Salant (1977), esse resultado indica que a probabilidade de saída do desemprego decresce com o tempo de desemprego, evidenciando a existência de uma dependência de duração, pois já estar há algum tempo desempregado torna-se um fator de aumento do tempo de desemprego. Assim, à medida que aumenta o tempo de desemprego, diminuem as chances de saída desse estado, elevando, dessa maneira, ainda mais a duração do desemprego.

Considerando somente as três estimativas completas da duração do desemprego, observa-se que elas constituem indicadores cíclicos coincidentes, uma vez que acompanham as mudanças na economia, conforme a evolução da taxa de desemprego. Além disso, a análise dos respectivos desvios padrão confirma o que a teoria postula. A duração média no estado estacionário amortece as variações cíclicas da economia, dado que este estimador foi o que apresentou o menor desvio-padrão (0,55 mês). A duração *backward* teve desvio-padrão de 1,28

¹ Considerando somente os anos entre 1998 e 2002, o desvio-padrão das três estimativas apresenta valor bastante inferior, porém mantém a mesma ordem.

e a *forward*, de 1,6 meses, mais que o dobro do desvio-padrão para o estado estacionário.

4.2 - Análise da Duração Média Completa do Desemprego na RMS

Nesta seção, analisa-se a duração média do desemprego por categorias, de modo a identificar os grupos mais extensamente atingidos por esse problema. Utiliza-se nesta análise a duração *backward* devido às suas características cíclicas. A Tabela 2 apresenta a distribuição dos desempregados por atributos.

Os resultados apresentaram uma distribuição da duração média completa do desemprego semelhante à distribuição da duração média incompleta. Assim é que as mulheres, os não-chefes e os jovens são os grupos que apresentaram maior tempo de desemprego. Para uma melhor visualização da evolução dessas médias, ver na seqüência de Gráficos 5 a 9 a duração média do desemprego por atributos.

A duração média completa do desemprego feminino para todo o período é um pouco mais elevada que para os homens: 9,5 e 8,9 meses, respectivamente. Com exceção de 1997 e 2000, as durações médias para as mulheres permanecem no patamar próximo a 10 meses, chegando a alcançar

10,5 meses em 2003, enquanto que, para os homens, neste mesmo ano, a média foi de 9,9 meses. Homens e mulheres apresentaram, portanto, evoluções da duração do desemprego muito próximas.

Com relação à cor, tem-se que a duração média no período esteve em torno de 9 meses para os negros, enquanto para os brancos as médias estiveram em torno de 8 meses. Com exceção de 1997 e 2002, a duração média completa para os negros ao longo do período foi mais elevada que para os brancos. É interessante observar que, conforme evidencia o Gráfico 6, a duração completa para os negros alcança as maiores médias quando a duração média para os brancos se reduz mais acentuadamente, como em 2001 e 2003. Além disso, vê-se que a duração média para os brancos apresenta menor variabilidade em torno da média para o período, desvio-padrão igual a 0,73. Esse resultado, associado à evolução da taxa de desemprego, pode estar expressando uma discriminação contra os negros.

No que concerne à posição na família, tem-se que as durações médias encontradas para o período não são muito distantes, sendo 9 meses para os chefes e 9,4 meses para os não-chefes. O Gráfico 7 evidencia que, excluindo-se os anos 1999 e 2003, a duração média para os não-chefes é mais elevada que para os chefes, mas as trajetórias são seme-

Tabela 2 – Distribuição percentual da duração do desemprego por atributos (1997-2003)

Ano	Sexo		Cor		Posição na Família		Faixa Etária		Analf.	Escolaridade	
	Homem	Mulher	Negro	Branco	Chefe	Não-chefe	Jovem	Adulto		Até niv. méd. incompl.	Nív. méd. compt. e mais
1997	6,2	6,6	6,2	7,9	5,8	6,7	6,6	6,1	5,7	6,5	7,1
1998	9,3	9,5	9,5	8,4	8,9	9,7	10,4	9,0	9,4	9,2	9,7
1999	9,5	9,8	9,4	8,9	10,0	9,3	8,9	10,1	9,8	9,2	10,6
2000	8,9	10,0	9,3	8,1	8,6	9,9	9,3	9,4	7,2	9,5	10,1
2001	9,7	10,6	10,1	7,0	9,3	10,6	10,2	10,2	7,1	9,6	12,3
2002	9,0	9,9	9,4	9,3	8,8	9,6	9,5	9,3	8,7	9,4	10,5
2003	9,9	10,5	10,1	8,1	11,4	10,0	10,0	10,3	8,6	10,0	10,6
Média	8,9	9,5	9,1	8,2	9,0	9,4	9,3	9,2	8,1	9,1	10,1
D.P.	1,27	1,36	1,35	0,74	1,71	1,26	1,27	1,45	1,45	1,15	1,56

Fonte: Cálculos realizados a partir dos microdados da PED/RMS

lhantes. Por fim, tem-se que a duração média para os não-chefes apresentou menor variabilidade que para os chefes: 1,26 e 1,71, respectivamente.

A duração média para os jovens com até 24 anos e para os demais com idade a partir de 25 anos, no período, foi quase a mesma: 9,3 e 9,2 meses, respectivamente. Com exceção dos anos 1998 e 1999, as médias das durações foram muito próximas. Em 1997, 1998 e 2002, a duração mé-

dia para os jovens foi maior que para os adultos. No restante do período, a relação foi inversa. Isso confirma o que havia sido colocado a respeito dos jovens, não somente concernente à sua agilidade na busca por trabalho como também na possibilidade de inserção em atividades mais precárias e com menor nível de remuneração, haja vista, em geral, essas pessoas não serem as principais responsáveis pela sobrevivência da família. O Gráfico 8 apresenta a evolução dessas médias.

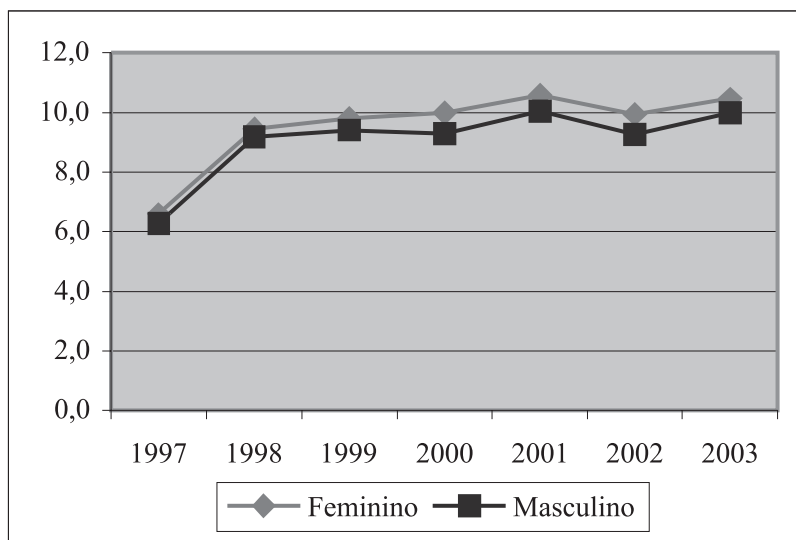


Gráfico 5 – Duração média *backward* em meses por sexo – RMS (1997-2003)

Fonte: Cálculos realizados a partir dos microdados da PED/RMS

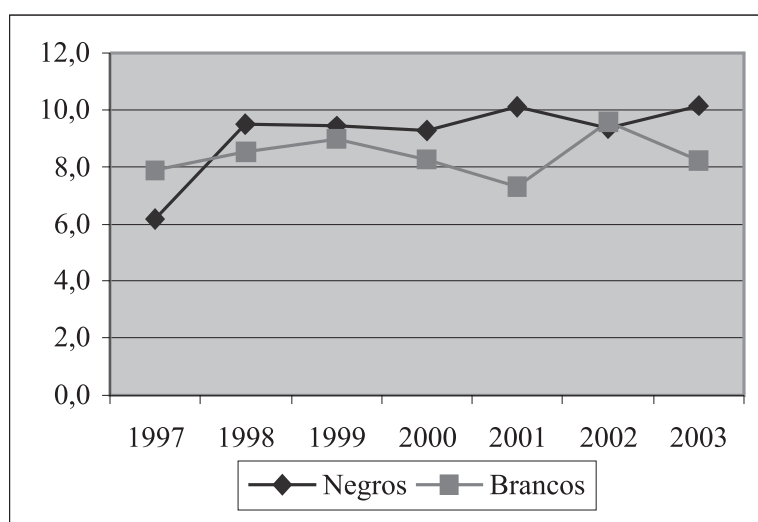


Gráfico 6 – Duração média *backward* em meses por cor – RMS (1997-2003)

Fonte: Cálculos realizados a partir dos microdados da PED/RMS

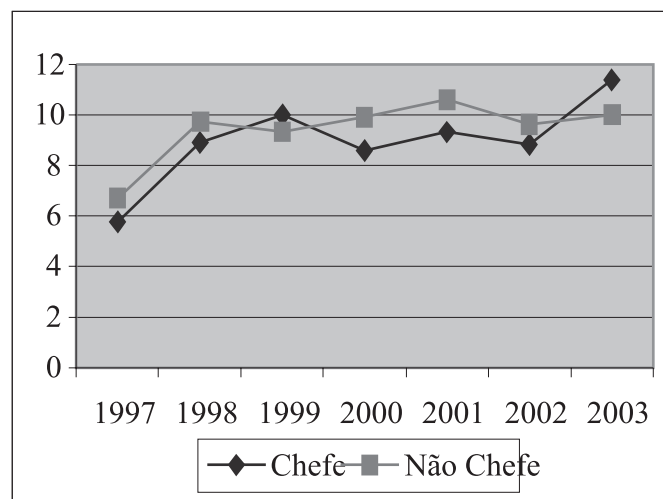


Gráfico 7 – Duração média *backward* em meses por posição na família – RMS (1997-2003)

Fonte: Cálculos realizados a partir dos microdados da PED/RMS

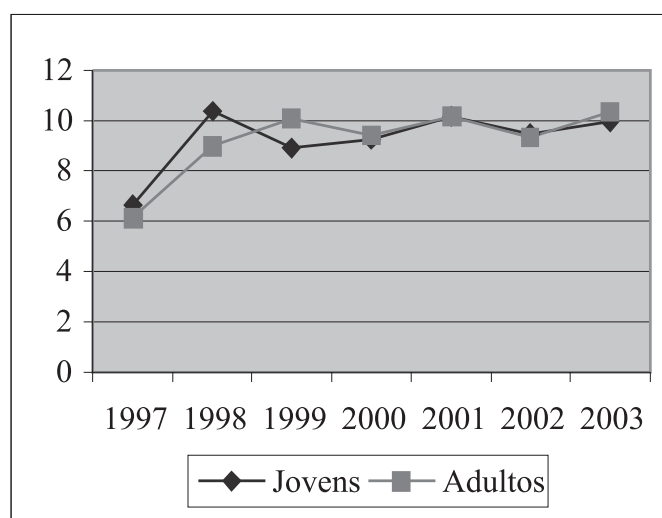


Gráfico 8 – Duração média *backward* em meses por faixa etária – RMS (1997-2003)

Fonte: Cálculos realizados a partir dos microdados da PED/RMS

Por fim, observa-se que os desempregados com nível de escolaridade médio completo ou mais apresentam duração média superior às das demais categorias. A média no período para esse grupo foi 10,1 meses, enquanto para os que possuem até o nível médio incompleto foi 9 meses, e 8,1 meses para os analfabetos funcionais. O Gráfico 9 mostra que, até 1999, as médias dos segmentos de escolaridade estavam muito próximas, quando, nos anos 2000 e 2001, há um descolamento entre elas, redução na média dos analfabetos e aumento da duração dos que possuem mais de 10 anos de escolaridade (nível médio completo e mais). A partir de 2002, essas

médias voltam a apresentar trajetória semelhante, mantendo a mesma relação entre as médias que em 1997.

Os resultados evidenciam, portanto, que o tempo de desemprego atinge mais extensamente as mulheres, os negros, os não-chefes, os jovens e os que possuem mais de 11 anos de escolaridade. Considerando que a primeira e a última categoria representam menos da metade dos desempregados, tem-se que as mulheres e as pessoas com escolaridade mais elevada são os mais prejudicados no mercado de trabalho da RMS. Dessa forma, dizer

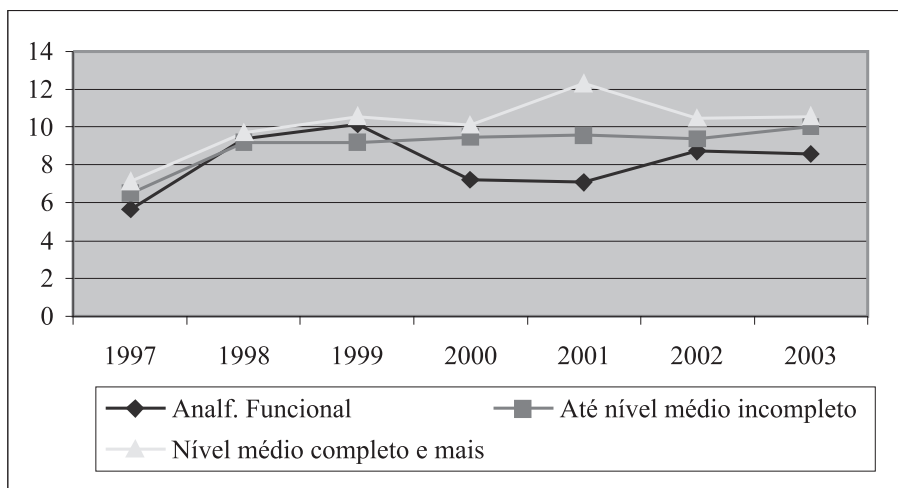


Gráfico 9 – Duração média completa por faixa de escolaridade (1997-2003)

Fonte: Cálculos realizados a partir dos microdados da PED/RMS

que o aumento na qualificação dos trabalhadores é fundamental para a saída mais rápida do desemprego torna-se uma falácia diante dos resultados apresentados.

4.3 - Duração do Desemprego e Tempo de Busca por Trabalho

A estimação da duração média completa do desemprego na RMS feita neste trabalho baseou-se no tempo decorrido entre a saída do indivíduo de seu último trabalho e a data de realização da entrevista. Esta seção apresenta uma comparação entre a estimação da duração média a partir do tempo de desemprego e a estimação da duração média por tempo de busca por trabalho e as respectivas durações incompletas. Tal procedimento é realizado com o objetivo de evidenciar que o método *backward* é mais eficaz, e isso decorre do fato de essa medida fornecer uma estimativa mais compatível com os demais indicadores, tal como apresentado na literatura.

A capacidade limitada do tempo de busca em descrever a realidade do desempregado resulta de duas causas básicas. Conforme já apresentado, o tempo de busca por trabalho não necessariamente corresponde ao tempo decorrido entre a saída da última ocupação até o ingresso em uma nova, pois a transição da situação de ocupado para o estado de desemprego, seja pela demissão de uma ocupação, seja pelo encerramento de um negócio, pode não

levar, geralmente, à busca imediata por uma nova ocupação. Além disso, pode haver períodos de desemprego sem a ocorrência de procura contínua, ou seja, interrupções na busca, descaracterizando, dessa forma, a procura efetiva por trabalho. A Tabela 3 apresenta os resultados.

Constata-se que a duração completa do desemprego baseada no tempo de busca apresentou valores inferiores aos da duração média completa baseada no tempo de desemprego. Assim é que a duração incompleta por tempo de busca apresentou média de 12,6 meses para o período analisado, quase metade da média observada para o tempo de desemprego: 21,1 meses. Já com relação às demais estimativas, tem-se que, com exceção de 2001, para as três durações, e de 2002, para a duração *forward*, os valores para a duração por tempo de busca foram inferiores aos da duração média completa por tempo de desemprego. Os resultados confirmam que a duração por tempo de desemprego reflete mais eficazmente as deterioradas condições do mercado de trabalho da RMS.

4.4 - Determinantes do Desemprego

4.4.1 - Incidência e duração

A taxa de desemprego é o indicador que reflete as flutuações no nível de desemprego da economia. Considerando a hipótese de estacionaridade, o de-

Tabela 3 - Duração média completa do desemprego por tempo de desemprego e por tempo de busca por trabalho – RMS (1997-2003)

Tempo de Saída do Último Trabalho					Tempo de Busca por Trabalho			
Ano	<i>Backward</i>	<i>Forward</i>	Est Estc	Incompleta	<i>Backward</i>	<i>Forward</i>	Est Estc	Incompleta
1997	6,3	8,5	8,2	17,4	5,1	6,1	6,1	8,6
1998	9,2	9,1	9,0	19,5	6,3	6,3	6,3	10,2
1999	9,4	9,7	9,6	21,6	6,6	7,3	6,9	12,9
2000	9,3	9,2	9,3	22,6	8,6	8,8	8,7	14,2
2001	10,0	9,7	9,8	22,4	10,4	10,2	10,1	13,3
2002	9,2	8,4	9,1	21,8	9,9	9,2	9,9	14,1
2003	10,0	5,1	9,9	22,4	9,9	4,9	9,9	14,6
Média	9,1	8,5	9,3	21,1	8,1	7,6	8,3	12,6
D.P.	1,28	1,60	0,55	1,94	2,10	1,91	1,80	2,27

Fonte: Cálculos realizados a partir dos microdados da PED/RMS

semprego pode ser expresso como o produto entre a incidência no desemprego e a duração média das ocorrências de desemprego. Logo, a análise das flutuações cíclicas e temporais do desemprego requer uma análise da variação em seus componentes. Nesse sentido, as variações na trajetória do desemprego decorrem das variações conjuntas na incidência e na duração média. Assim é que as mudanças no nível de desemprego agregado e por categorias dependem não apenas de como o desemprego varia isoladamente em extensão e intensidade ao longo delas, mas, também, do sincronismo destas variações. Por conseguinte, cabe averiguar em que medida as variações observadas no nível de desemprego na RMS derivam-se do fluxo de entrantes ou das variações na duração.

Nesse sentido, busca-se identificar qual o fator de maior relevância na explicação da evolução da taxa de desemprego em nível agregado. A análise é feita a partir dos valores médios anuais das taxas de desemprego e de incidência e da duração média *backward*. É importante salientar que, embora a relação entre desemprego, incidência e duração do desemprego recaia sobre a hipótese de estacionaridade, a medida não-estacionária é aqui utilizada em decorrência de suas características cíclicas mais próximas dos movimentos dos ciclos econômicos, conforme verificado anteriormente.

Incidência e fluxo referem-se ao mesmo grupo de desempregados: aos entrantes, aqueles com até

um mês de desemprego, seja considerado na categoria ou no total dos desempregados. A taxa de incidência refere-se à proporção de indivíduos entrantes no desemprego em relação ao total dos desempregados, seja agregada ou por categoria. Já a participação no fluxo refere-se à relação entre o número de entrantes de um grupo específico e o total de entrantes no desemprego da economia.

A Tabela 4 apresenta a evolução das taxas de incidência e de desemprego e a duração média entre 1997 e 2003. Os resultados indicam que o aumento da taxa de desemprego no período se encontra mais vinculado com o comportamento da duração média do que com o da taxa de incidência. A trajetória de crescimento dessa taxa coincide com o comportamento crescente da duração média completa e diverge da evolução da taxa de incidência. Entre 1997 e 2003, a taxa de desemprego apresentou crescimento de 33,8%, a duração média aumentou 58,8%, enquanto que a taxa de incidência reduziu-se cerca de 42%. À exceção de 2000 e 2002, nos demais anos o que se observa é uma relação inversa entre esses indicadores, ou seja, redução da taxa de incidência e crescimento da taxa de desemprego e da duração média.

Os dados apresentados sugerem, portanto, que as variações no desemprego agregado da RMS resultam mais fundamentalmente das variações na du-

ração completa do que das variações da proporção de entrantes em relação ao total de desempregados. Nesse sentido, tem-se que o fator de maior relevância para explicar a evolução positiva da taxa de desemprego é o aumento da duração média do desemprego, a qual reflete o aumento do estoque de desempregados e evidencia as dificuldades encontradas pelos indivíduos para sair dessa condição. Assim, pode-se dizer que o aumento do desemprego na RMS reflete mais fortemente a duração média do desemprego do que a incidência. Isso significa dizer que o desemprego da RMS é muito mais permanente que conjuntural, o que leva à necessidade de políticas sociais específicas que passem estar vinculadas às condições de funcionamento da economia.

4.4.2 - Regressões

Nesta seção, examina-se mais detalhadamente em que medida as variações cíclicas observadas na taxa de desemprego refletem variações na duração média *backward* agregada e por categorias. Primeiramente, busca-se verificar de que forma flutuações no desemprego agregado resultam em variações nas durações específicas e agregadas de modo que seja possível observar a existência de heterogeneidade entre as durações. Em seguida, verifica-se se variações nas durações têm papel preponderante nas mudanças das taxas de desemprego específicas. Por fim, procurando evidenciar que as alterações no nível de desemprego agregado decorrem fundamentalmente das variações na duração esperada, estimou-se a relação

entre a taxa de desemprego agregada e a participação no fluxo de cada grupo, conforme definido na seção anterior.

Os resultados obtidos encontram-se dispostos na Tabela 5. Todas as regressões foram calculadas pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) sem o coeficiente de intercepto, visto que, não havendo desemprego, não pode haver duração do desemprego. Utilizou-se como regressor o logaritmo das taxas de desemprego agregada e específica e, como regressando, o logaritmo da duração média *backward* agregada e específica e o logaritmo da participação no fluxo de cada grupo. Os resultados são confirmados pelas estatísticas *t*. O coeficiente de elasticidade da taxa de desemprego evidencia a variação percentual da duração do desemprego ou participação no fluxo correspondente à variação de 1% naquela variável. Para todas as regressões estimadas, os coeficientes foram estatisticamente significativos. O sinal e a significância estatística dos coeficientes estimados permitem dizer que a duração média e a aceleração da taxa de desemprego operam no mesmo sentido, ou seja, a duração do desemprego agregada e específica de cada categoria mantém uma relação direta com a evolução da taxa de desemprego, além do que as variações neste último indicador refletem-se em uma resposta bastante elástica sobre a duração.

Considerando os resultados obtidos para a regressão das durações médias agregada e específicas sobre a taxa de desemprego agregada, tem-se

Tabela 4 – Indicadores agregados do desemprego

Ano	Taxa Incidência	Taxa Desemprego	Duração <i>Backward</i>
1997	5,3	21,6	6,3
1998	3,9	24,9	9,2
1999	3,0	27,7	9,4
2000	3,2	26,6	9,3
2001	3,1	27,5	10,0
2002	3,4	27,3	9,2
2003	3,1	28,9	10,0

Fonte: Cálculos realizados a partir dos microdados da PED/RMS

Tabela 5 – Resultados da regressão – RMS (1997-2003)

	$\partial \log D_i / \partial \log TD$		$\partial \log D_i / \partial \log TD_i$		$\partial \log s_i / \partial \log TD$	
	$\hat{a}$	t	$\hat{a}$	t	$\hat{a}$	t
Total	0,669	112,2				
Homem	0,673	97,0	0,648	94,6	-0,179	-27,6
Mulher	0,691	85,2	0,701	81,5	-0,265	-31,7
Negro	0,680	99,8	0,662	97,1	-0,004	-11,5
Branco	0,592	22,2	0,645	22,6	-0,685	-30,6
Chefe	0,667	74,6	0,770	73,9	-0,358	-29,6
Não-Chefe	0,690	96,4	0,699	95,7	-0,129	-18,3
Jovem	0,683	84,6	0,589	84,1	-0,237	-23,2
Adulto	0,681	96,0	0,743	94,6	-0,206	-27,4
Analfabeto	0,626	22,9	0,578	23,0	-0,675	-33,4
Fundamental	0,679	107,9	0,631	103,7	-0,148	-24,3
Superior	0,699	63,6	0,773	62,8	-0,445	-28,1

Fonte: Cálculos realizados a partir dos microdados da PED/RMS

que (Tabela 5) quase 70% do aumento da taxa de desemprego reflete-se na variação da duração agregada, ou seja, à medida que o desemprego se eleva na economia, a duração do desemprego absorve a maior parte desse impacto, de modo que o aumento de 1% na taxa de desemprego implica em um aumento de cerca de 0,70% na duração. Esse resultado confirma a análise feita na seção anterior, de que, no nível agregado, a duração tem papel mais preponderante do que a incidência sobre o aumento da taxa de desemprego estacionária.

A análise dos resultados desagregados evidencia que as elasticidades da taxa de desemprego por categorias são relativamente próximas da elasticidade para todo o conjunto. À exceção dos brancos, todas as categorias apresentaram coeficientes em torno de 0,60. Esse resultado sugere que o aumento do desemprego geral reflete-se de uma forma relativamente homogênea entre os diversos grupos, atingindo fortemente todos eles. Pode-se dizer que, para todas as categorias, o aumento do desemprego tem grande impacto sobre a duração. Somente o grupo dos brancos, chefes e analfabetos apresentou elasticidades marginalmente inferiores à elasticidade da duração agregada: 0,592, 0,667 e 0,626, respectivamente.

Considerando agora a relação entre as taxas de desemprego específicas e as respectivas durações médias, observam-se resultados semelhantes aos vistos anteriormente. Porém, neste modelo,

constatou-se que o aumento do desemprego por categoria reflete-se de forma mais heterogênea entre os grupos, ainda que os coeficientes de elasticidades sejam significativamente elevados.

A elevação da taxa de desemprego entre as mulheres (0,701), os chefes (0,770), os adultos (0,743) e os que têm nível de escolaridade médio completo ou mais (0,773) tem impacto mais elevado sobre suas respectivas durações do que se observa nas demais categorias e na duração agregada. À exceção dos negros e brancos, que apresentaram coeficientes muito próximos, os resultados desagregados por taxas de desemprego específicas permitem sugerir a existência de heterogeneidade entre as durações, diferentemente do que foi observado para a taxa de desemprego agregada. Comparando os coeficientes das taxas de desemprego geral e específica, tem-se que os homens, os negros, os jovens, os analfabetos e os que têm até 10 anos de escolaridade apresentaram coeficientes para a taxa de desemprego específica menores que para a taxa agregada.

Pode-se concluir que, por um lado, dentro de um contexto de condições econômicas deterioradas, o aumento do desemprego agregado refletiu-se de forma semelhante e bastante acentuada nas durações, evidenciando que a duração do desemprego na RMS apresenta um padrão de comportamento pró-cíclico. Por outro lado, a análise desa-

gregada das categorias por taxas de desemprego específicas evidenciou a presença de heterogeneidade nas durações, além de indicar em quais grupos se constata uma maior propensão a durações mais longas.

A análise da variação cíclica na participação no fluxo dos diferentes grupos evidencia mais uma vez que o aumento na taxa de desemprego agregada reflete-se preponderantemente sobre a duração média do desemprego e não sobre a incidência. Contrariamente ao que foi observado para a duração esperada, os coeficientes de elasticidades da taxa de desemprego agregada sobre a participação no fluxo apresentaram sinal negativo para todos os grupos analisados. Isso implica em uma relação inversa entre esses indicadores, ou seja, o aumento da taxa de desemprego agregada resulta em uma redução na participação no fluxo de cada categoria.

Com exceção dos brancos, analfabetos e dos que têm acima de 11 anos de escolaridade, todas as demais categorias apresentaram coeficientes inferiores a 0,35. O grupo dos negros foi o que apresentou o menor coeficiente: -0,004. O grupo dos homens, não-chefes e dos que possuem até 10 anos de escolaridade mostrou coeficientes inferiores a 0,15. Já as mulheres, os jovens, os adultos e os chefes apresentaram coeficientes acima de 0,20.

O exame dos coeficientes estimados permite realizar algumas inferências. Em primeiro lugar, o sinal desses coeficientes mostra que a participação no fluxo apresenta um padrão de comportamento contracíclico. Em segundo lugar, confirmando o que já foi dito, as variações na taxa de desemprego refletem-se mais fortemente sobre a duração do que sobre a incidência, dada a magnitude das elasticidades. Em terceiro lugar, tem-se que o sinal negativo desses coeficientes implica na redução da proporção relativa dos entrantes em decorrência do aumento da taxa de desemprego, o que não significa dizer que ocorra a redução na incidência do desemprego.

Os dados analisados nesta seção parecem confirmar, ainda que indiretamente, a existência de uma possível dependência de duração existente no de-

semprego da RMS. Assim, a redução da participação no fluxo de cada categoria decorre do fato de que, à medida que o tempo de desemprego aumenta, reduz-se a probabilidade de saída dos indivíduos dessa situação, o que, portanto, eleva a proporção de indivíduos com ocorrências mais longas em detrimento da redução da participação no fluxo. Conforme foi dito anteriormente, isso não significa uma redução da incidência no desemprego, mas, sim, da proporção relativa dos entrantes. Por fim, pode-se ainda dizer que esse resultado indica a existência de heterogeneidade, uma vez que os impactos da taxa de desemprego agregada sobre os diversos grupos são bastante diferenciados.

5 - CONCLUSÃO

Este trabalho analisou a duração do desemprego a partir da estimação de três medidas alternativas que contemplaram a duração completa das ocorrências de desemprego na Região Metropolitana de Salvador a partir dos dados da Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED), para o período entre janeiro de 1997 e dezembro de 2003.

Após a estimativa do tempo completo de desemprego, procurou-se avaliar em que medida essa nova estimativa é um indicador que reflete mais eficazmente as reais condições econômicas em relação à duração incompleta. Os resultados obtidos mostraram valores médios muito próximos entre os estimadores no período, representando menos da metade dos valores médios da duração média incompleta. Dessa forma, tem-se que a duração incompleta superestima as verdadeiras durações de desemprego, o que sugere, de acordo com Salant (1977), que a probabilidade de saída do desemprego decresce à medida que se estende a duração, indicando, portanto, a existência de uma dependência da duração, sem maiores considerações, sobre as experiências anteriores de desemprego.

Esse é um resultado bastante plausível, quando se considera que, com o aumento do tempo de desemprego, o indivíduo perde conhecimentos e qualificação adquiridos durante o exercício das ocupações anteriores. Disso resulta certa desvantagem para

os desempregados com maior duração em relação aos recém-desempregados, pois estes ainda mantêm qualificação individual que atende à demanda do mercado. Contudo, não se pretende dizer aqui que a situação de desemprego enfrentada pelos indivíduos resulte de suas características pessoais e econômicas adquiridas, mas que os resultados obtidos apontam que a própria extensão do desemprego é um importante condicionante dessa duração.

Além disso, pode-se dizer ainda que o fato de a relação média incompleta superestimar as durações médias completas sugere a prevalência do viés de extensão, no qual as ocorrências mais longas estão sendo captadas em maior número do que as ocorrências mais curtas, o que confirma a análise da distribuição do desemprego por tempo de duração.

Com relação às características cíclicas dos estimadores, a análise das durações completas associadas à evolução da duração incompleta e da taxa de desemprego confirmou que as primeiras são os indicadores que melhor descrevem as reais condições no mercado de trabalho na região, tendo em vista que elas são indicadores coincidentes com os ciclos econômicos, vistos pela evolução da taxa de desemprego, enquanto que a duração incompleta apresentou-se como um indicador cíclico defasado. Conforme os desvios-padrão apresentam, o estimador no estado estacionário apresentou-se com a menor variabilidade cíclica, amortecendo, assim, as flutuações na taxa de desemprego.

A distribuição dos desempregados por duração do desemprego permitiu constatar a existência de heterogeneidade entre os diversos grupos de desempregados. Os resultados evidenciaram que as mulheres, os negros, os jovens, os não-chefes e os que possuem mais de 10 anos de escolaridade são os mais intensamente atingidos pela duração do desemprego. Por fim, os resultados confirmam que os aumentos no desemprego têm-se refletido fundamentalmente no aumento das durações, o que evidencia o elevado estoque de desempregados na RMS.

Tendo em vista os resultados apresentados, tem-se que as políticas públicas voltadas para o

combate ao desemprego devem necessariamente estar voltadas para a geração de postos de trabalho e realocação dos trabalhadores no mercado de trabalho, uma vez que a duração média de desemprego é muito elevada. Dessa forma, os desempregados perdem ao longo de sua experiência de desemprego muito de seus conhecimentos e experiências adquiridos. Dentro dessa perspectiva, a consideração de que o desemprego é um fenômeno estrutural e, portanto, não decorre exclusivamente das características individuais dos desempregados, é fundamental para o correto direcionamento das políticas.

Se, por um lado, as políticas públicas passivas e ativas consideradas individualmente mostram-se insuficientes no tratamento do problema, por outro lado, as medidas de flexibilização do mercado de trabalho, já muito discutidas na literatura, não alcançaram sucesso algum no combate ao desemprego. É preciso que haja, antes de tudo, a retomada do crescimento econômico com o respectivo crescimento do número de postos de trabalho na economia, para que, então, as políticas passivas e ativas de combate ao desemprego sejam realmente eficazes. Todavia, na ausência de crescimento econômico, tais políticas voltadas para os grupos mais atingidos pelo desemprego, em termo de incidência e duração, são fundamentais para a sobrevivência de milhares de famílias que, muitas vezes, têm quase todos seus integrantes desempregados.

Abstract

This article analyses the complete average duration of unemployment in the Region Metropolitan of Salvador (RMS) using Employment and Unemployment Research (PED) data. For in such a way, a new methodology is used, that allows from cross section data to estimate this duration based on unemployment continuation probability. This methodology has been presented in the works of Baker (1992), Corak, Heisz (1995) and Sider (1985). The main focus of the paper is to analyze the distinction between the complete average duration (stationary and non-stationary) and the incomplete average duration of unemployment, such as presented in the official statistics. The heterogeneity existence between

durations and the determinants of unemployment is still argued. The results evidence that the non-stationary measures are a more accurate indicators of prevailing labor market conditions. The heterogeneity existence in unemployment durations by social groups in Region Metropolitan of Salvador is also evidenced. Finally, it is observed that increases in the unemployment are reflected basically in the increase in durations.

Key words:

Duration Analyses, Unemployment-Metropolitan Areas of Salvador, Unemployment Duration, Unemployment-indicators.

REFERÊNCIAS

- AZAR, P., RODRIGUEZ, S., SANGUINETTI, C. **Análisis sobre la duración del desempleo Uruguay (1986-1999)**. Montevideu: Instituto de Economía, 2001. (Documentos de Trabalho, n. 9).
- BAKER, M. Digit preference in CPS unemployment data. **Economics Letters**, v. 39, p. 117-121, 1992a.
- BAKER, M. Unemployment duration: compositional effects and cyclical variability. **American Economic Review**, v. 82, p. 313-321, 1992b.
- BAKER, M.; CORAK, M.; HEISZ, A. **Unemployment in the stock and flow**. Ottawa: Analytical Studies Branch, 1996. (Research paper, n. 97).
- BAKER, M.; TRIVEDI, P. Estimation of unemployment duration from grouped data: a comparative study. **Journal of Labor Economics**, v. 3, p. 153-174, 1985.
- BIVAR, W. S. Estimativas da duração média do desemprego no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 2, p. 275-312, 1991.
- CORAK, M.; HEISZ, A. **Alternative measures of the average duration of unemployment**. Ottawa: Analytical Studies Branch, 1995a. (Research paper, n. 83).
- CORAK, M.; HEISZ, A. **The duration of unemployment: a user guide**. Ottawa: Analytical Studies Branch, 1995b. (Research paper, n. 84).
- GUIMARÃES, N.A. Por uma sociologia do desemprego. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 17, n. 50, p. 103-121, out. 2002.
- JENKINS, S. Survival analysis. Institute for social and Economic Research, University of Essex. 2004. Disponível em: <http://www.iser.essex.ac.uk/teaching/stephenj/ec968/index.php> . Acesso em: 10 abr. 2004.
- KAITZ H. Analyzing the length of spells of unemployment. **Monthly Labor Review**, n. 93, p. 11-20, 1970.
- KIEFER, N.M. Economic duration data and hazard functions. **Journal of Economic Literature**, n. 26, p. 646-679, June 1988.
- MENEZES FILHO, N.; PICHETTI, P. Os determinantes do desemprego em São Paulo. In: FERNANDES, C. **O mercado de trabalho no Brasil: resultados e desafios**. São Paulo: TEM/FIPE, 2002. p. 93-116.
- PAULL, G. **Biases in the reporting of labour market dynamics**. Londres: IFS, 2002. (IFS Working Papers, W02/10).
- SALANT, S. Search theory and duration data. **Quarterly Journal of Economics**, v. 91, p. 39-57, Feb., 1977.
- SIDER, H. Unemployment duration and incidence. **The American Economic Review**, v. 75, p. 461-472, June, 1985.

Recebido para publicação em 15.SET.2004

Crescimento Econômico das Cidades Nordestinas: Um Enfoque da Nova Geografia Econômica*

Cristiano Aguiar de Oliveira

* *Professor da Universidade de Passo Fundo (UPF)*

Resumo

Este artigo é um estudo empírico sobre os determinantes do crescimento econômico e populacional das cidades nordestinas na década de 1990. Para este fim, são utilizadas variáveis que representam as características iniciais destas cidades. As variáveis escolhidas seguem as contribuições teóricas das novas teorias do crescimento econômico e da nova geografia econômica. O artigo mostra a existência de convergência de rendas *per capita* nas cidades nordestinas no período. Além disso, os resultados obtidos reforçam o papel do capital humano e da urbanização na promoção de externalidades positivas, *knowledge spillovers*, que geram crescimento econômico. O artigo destaca também o papel de externalidades negativas, tais como congestionamento e pobreza, como redutores do crescimento econômico. Os resultados mostram que o crescimento populacional das cidades nordestinas é afetado positivamente por medidas de renda e qualidade de vida. O artigo conclui que houve um pequeno movimento de dispersão e interiorização da população nas cidades nordestinas.

Palavras-chave:

Cidades; Crescimento Econômico; Nova Geografia Econômica; Capital Humano; Externalidades.

* Trabalho vencedor do 3º lugar, categoria profissional, no IX Encontro Regional de Economia promovido pelo Banco do Nordeste em Fortaleza, em julho de 2004.

1 – INTRODUÇÃO

Desde a metade da década de 1980, o interesse dos economistas sobre os determinantes do crescimento econômico foi renovado. Os artigos de Romer (1986) e Lucas (1988) deram um novo impulso aos esforços de pesquisa, quando utilizaram equilíbrio geral na análise do crescimento econômico. Desde então, vários estudos teóricos e empíricos têm sido feitos para explicar diferenças de crescimento entre países, regiões e cidades. Apesar das controvérsias existentes tanto do ponto de vista teórico como empírico, é possível abreviar as contribuições da teoria econômica em explicar as diferenças de riqueza nos seguintes fatores: diferenças de dotação de recursos naturais, fatores de produção, infra-estrutura e tecnologia. Tanto os trabalhos teóricos como empíricos priorizaram a explicação das diferenças entre países, o que é plenamente justificável, pois as desigualdades no mundo são realmente relevantes. Entretanto, a opção por estudar países dificulta a aplicação destas teorias à desigualdade entre regiões e cidades, pois não consideram a possibilidade de haver mobilidade de capitais e mão-de-obra.

É neste hiato teórico que surgiu uma nova teoria a partir do trabalho de Krugman (1991), a Nova Geografia Econômica (NGE). Segundo a NGE, diferenças de riqueza entre cidades estão ligadas à aglomeração das atividades. A existência de mobilidade de fatores como capital e mão-de-obra, permite a aglomeração das atividades em uma região em detrimento de outra, o que significa que determinadas cidades irão crescer mais do que outras porque possuem fatores de atração maiores do que as outras cidades. Os modelos da NGE se diferenciam em relação aos modelos tradicionais por considerar dois aspectos fundamentais na explicação das desigualdades entre cidades: o espaço, que tem implicações diretas na localização das atividades e; as distâncias e suas implicações nos custos de transporte de bens e serviços e, portanto, na competitividade das regiões na atração de atividades.

Para observar a relevância destas questões para o Nordeste brasileiro, basta observar onde estão localizadas as atividades econômicas e a maior parte da população na região: no litoral. Por que o lito-

ral? Certamente a resposta a esta questão envolve o fator espacial e é justamente neste contexto que a NGE dá a sua contribuição, tentando explicar onde as atividades ocorrem e por que, através de modelos baseados em decisões racionais de localização. Mas, o que há de novo na NGE? A NGE, do ponto de vista teórico, não traz grandes inovações às contribuições das teorias formuladas pelos economistas urbanos e regionais. A diferença está na forma de modelar. Segundo Otaviano e Thisse (2003), a contribuição da NGE seria: *to combine old ingredients through a new recipe*.

Por ser uma teoria em construção e bastante nova, poucos trabalhos empíricos utilizam as contribuições da NGE. Entretanto, trabalhos empíricos que estudem o crescimento de cidades estão multiplicando-se devido à disponibilidade de dados. Em geral, estes trabalhos utilizam características iniciais das economias a fim de explicar as suas diferenças de crescimento¹. Este é o caso de Glaeser, et.al. (1995) e Glaeser e Shapiro (2001), que estudam o crescimento das cidades americanas.

Este artigo faz uma investigação das causas do crescimento das cidades nordestinas na década de 1990. As variáveis escolhidas seguem as contribuições mais recentes à teoria econômica feitas pelas novas teorias do crescimento econômico e NGE. O artigo está organizado da seguinte maneira, além desta introdução, são apresentadas mais cinco seções. A seção 2 apresenta uma resenha das contribuições teóricas da NGE na explicação do crescimento econômico de cidades. A seção 3 apresenta o modelo formal para o crescimento dos rendimentos e da população. Este modelo é a base do trabalho empírico, cujos resultados são apresentados na seção 4. Na seção 4 são discutidos e analisados os resultados obtidos à luz das teorias. A seção 5 apresenta as conclusões e a seção 6 as referências bibliográficas.

¹ Assim como os trabalhos de Barro (1991) e Mankiw, et. al. (1992).

2 – CRESCIMENTO ECONÔMICO DE CIDADES E A NOVA GEOGRAFIA ECONÔMICA

A questão central na nova geografia econômica é explicar a distribuição da atividade econômica no espaço em qualquer unidade geográfica, ou seja, países, regiões de um mesmo país, microrregiões e cidades. A sua principal conclusão é de que a distribuição das atividades depende do resultado de forças contrárias. Existem forças centrípetas, que levam a aglomeração das atividades em uma determinada região; e forças centrífugas, que levam a uma dispersão das atividades entre as regiões. Desta forma, diferenças de crescimento entre cidades significam que forças centrípetas se sobrepõem as forças centrífugas. A questão fundamental é identificar que forças são estas, centrípetas e centrífugas, que podem determinar o desenvolvimento ou o subdesenvolvimento de uma cidade? Esta seção pretende apresentar uma resenha destas forças que são descritas na literatura.

2.1 – Forças Centrípetas

As forças centrípetas, em suma, referem-se à presença de custos de transporte, externalidades e retornos crescentes de escala nas atividades produtivas. Além destes fatores, a literatura também apresenta alguns estudos que demonstram o papel da urbanização como concentrador de atividades. As forças responsáveis pela aglomeração das atividades podem ser observadas na produção, distribuição e comercialização dos bens e serviços, ou seja, podem ser observadas nas conexões para trás (*backward linkages*), que são as transações de uma empresa com seus fornecedores de insumos, e, conexões para frente (*forward linkages*), que são as transações de uma empresa com seus consumidores.

2.1.1 – Custos de transporte

A nova geografia econômica segue a tradição da economia regional e constrói a sua teoria baseada nos custos de transporte, a força centrípeta conhecida há mais tempo e, provavelmente, a mais facilmente observável. Os trabalhos de Krugman (1991) e Fujita, Krugman e Venables (2002), seguem literatura de localização de em-

presas de Weber (1909), as teorias dos lugares centrais de Christaller (1966) e Losch (1954), e a economia espacial de Isard (1956). O ponto em comum a estes trabalhos é que as decisões econômicas devem considerar os custos de mover bens no espaço.

A necessidade de se reduzir custos de transporte para bens, pessoas e idéias é, certamente, uma força centrípeta forte. A maneira mais lógica disto acontecer é através da diminuição da distância, portanto através da aproximação. As atividades aproximam-se de acordo com a sua orientação. Por exemplo, se uma atividade é orientada por conexões para trás, ou seja, por insumos locais (energia, mão-de-obra especializada, matérias-primas), ela se localizará próximo à fonte destes insumos devido à sua imobilidade ou simplesmente visando reduzir o custo de transporte dos mesmos. Por outro lado, se uma atividade é orientada por conexões para frente, ou seja, pelo seu mercado consumidor como, por exemplo, o setor de serviços, esta se localiza próximo a seu mercado consumidor. Vale ressaltar que a realidade é um pouco mais complexa, pois nem sempre poderíamos classificar as atividades somente por estas duas classificações e considerando uma hipótese mais realista toda atividade é orientada por conexões para trás e para frente e terá que considerar ambos custos de transporte de ambas conexões. Neste sentido surge o princípio do local mediano. Segundo este princípio, a localização ótima para as atividades é o local mediano de custos de transporte entre conexões para trás e conexões para frente. Segundo O'Sullivan (1996), o princípio do local mediano explica o desenvolvimento de vários tipos de aglomerações. Para o autor:

Se o local mediano de transporte é uma fonte de insumo, uma cidade baseada em recursos naturais se formará em torno dessa fonte do insumo. Se o local mediano é no centro de uma região, um centro regional desenvolver-se-á. Se o local mediano é um ponto de transbordo, uma cidade portuária se desenvolverá.

Certamente a existência de aglomerações de atividades e pessoas se deve, em parte, à existência

de custos de transporte, pois estes custos influenciam a decisão de localização dos mesmos. O exemplo nordestino pode ser ilustrativo, pois praticamente todas as capitais e cidades mais importantes da região estão no litoral ou próxima a rios navegáveis. Com certeza a decisão da localização destas cidades passa pelos custos de transporte, pois estradas e ferrovias eram inviáveis e foram desta forma por muito tempo. Assim, como o transporte mais barato no passado era a navegação marítima e fluvial, optou-se por localizar-se próximo a rios navegáveis e ao oceano.

Um resultado interessante sobre como os custos de transporte influenciam a localização é apresentado por Krugman (1991), Fujita, Krugman e Venables (2002). Segundo os autores, a conexão entre custos de transporte e a concentração das atividades não é monotônica. Quando os custos são baixos, estes levam a uma maior dispersão, por razões semelhantes ao caso de os custos de transporte não existirem, conforme foi anteriormente comentado. Quando os custos são muito altos, estes também levam a uma maior dispersão. A razão é que, neste caso, é importante estar próximo dos fatores imóveis. Um exemplo deste caso seria o de uma atividade orientada por conexões para trás, como por exemplo, uma fonte de energia. A concentração, segundo os autores, ocorreria com valores intermediários de custos de transporte.

2.1.2 – Economias de Localização e Externalidades de Conhecimento

As economias de localização são muito importantes para a teoria econômica moderna. Estas surgem quando empresas de um mesmo setor se localizam próximas umas as outras, a fim de reduzir seus custos de produção. Este processo leva a uma concentração das atividades em poucas regiões, pois a redução de custos atua como uma força centrípeta para as atividades produtivas. Esta diminuição dos custos de produção se deve a uma série de fatores que vêm sendo estudados há muito tempo. Inicialmente, pelos trabalhos da economia regional e urba-

na, e mais recentemente, pela nova teoria do crescimento econômico e pela nova geografia econômica.

Inicialmente, a proximidade permite um aumento da eficiência do mercado de trabalho. Isto ocorre porque permite que trabalhadores de diferentes empresas possam trocar de empresa a um custo baixo, pois não precisam mudar de cidade, região ou estado. Por outro lado, os empregadores também são beneficiados, pois podem contratar trabalhadores já treinados por outras empresas.

A diminuição dos custos de produção, também, pode ocorrer porque empresas em uma determinada atividade compram um insumo intermediário de um mesmo fornecedor. Assim, as empresas se localizariam próximas deste fornecedor comum se duas condições são válidas²:

- a) A demanda para o insumo de uma empresa individual não é suficiente para que ela mesma explore as economias de escala na produção intermediária do insumo.
- b) Os custos de transporte são relativamente altos. Se comprador e fornecedor interagem no desenho ou na fabricação do insumo intermediário, contato direto entre comprador e vendedor é necessário, e proximidade ao fornecedor do insumo é importante. Da mesma forma, se o insumo intermediário é de grande porte, frágil ou deve ser entregue rapidamente, a proximidade é importante.

Neste caso as empresa teriam boas conexões para trás, acesso a insumos básicos, mão-de-obra e matérias-primas. Porém, vale destacar que boas conexões para trás podem significar boas conexões para frente. Se várias empresas se localizam em regiões que têm boas conexões para trás, estas passam a ter também boas conexões para frente, pois a proximidade cria mercado consumidor. Assim, a proximidade faz com que o processo de conexões

² O'Sullivan (1996).

se auto-alimente e, assim, gere a concentração das atividades em determinadas regiões em detrimento de outras.

Outro aspecto que merece ser destacado é que a proximidade permite um aumento da eficiência na transferência de conhecimento. Os trabalhos da nova teoria do crescimento econômico e da nova economia regional recuperaram as idéias de Marshall (1890) sobre externalidades relacionadas à transferência de conhecimento. Os trabalhos de Romer (1986) e Lucas (1988) concluíram que a presença destas externalidades são os “motores” do crescimento econômico. Os autores também destacaram que a proximidade geográfica é fundamental na internalização destas externalidades, pois há a necessidade de contatos diretos (*face to face contacts*), logo, estes tipos de externalidades podem ser considerados como um fenômeno local. Lucas destacou a importância dos contatos diretos no processo de aprendizado, segundo o autor (pág. 38): *most of what we know we learn from other people*.

A proximidade também permite que empresas de um mesmo ramo de atividade troquem informações. Isto ocorre porque trabalhadores de diferentes empresas discutem formalmente ou informalmente sobre novas idéias e produtos, assim, além de incrementar o conhecimento, este processo permite também a difusão de tecnologias. Outro aspecto relacionado à proximidade é que esta facilita o processo de imitação. Vale ressaltar que a imitação neste caso não necessariamente significa o roubo de alguma idéia de um concorrente através de espionagem, pois somente o fato de poder observar as tentativas de lançamentos de novos produtos ou tecnologias que deram certo ou errado pelos concorrentes por si só, já permite um acréscimo no conhecimento das empresas. Romer (1986), pág. 1003, destacou: *the creation of new knowledge by one firm is assumed to have a positive external effect on the production possibilities of other firms because knowledge cannot be perfectly patented or kept secret*. Como este conhecimento é adquirido sem que se pague por ele, tem-se então, a pre-

sença de externalidades, em particular as externalidades associadas ao acúmulo de conhecimento³.

2.1.3 – Economias de urbanização

Um outro tipo de força centrípeta das atividades econômicas é a presença de economias de urbanização. Estas ocorrem se o custo de produção de uma empresa decresce quando está localizada próxima a uma área urbana. Economias de urbanização diferem das economias de localização porque estas geram benefícios para empresas em toda uma cidade e não a empresas de um determinado ramo de atividade, porém ocorrem pelas mesmas razões que as economias de localização. Entretanto, os trabalhos relacionados a economias de urbanização enfatizam o papel da aglomeração urbana como agente catalisador da transferência de conhecimento e difusão de tecnologias. Esta linha é seguida por Henderson (1988), Henderson (1999a,b), Henderson (2002), Henderson, Shalizi e Venables (2003). Além disso, é comum a estes trabalhos o destaque sobre o papel das áreas urbanas na redução dos custos de transporte que, como já foi salientado anteriormente, é um importante fator de aglomeração das atividades econômicas.

Os efeitos das economias de urbanização podem ser mais facilmente observados no setor de serviços. O setor de serviços é caracterizado pela sua imobilidade, ou seja, serviços não podem ser transportados, logo devem ser prestados em um determinado local. O custo de transporte envolvido neste setor é o do consumidor até o ponto da prestação de serviços. A urbanização não só reduz este tipo de custo de transporte, mas também garante mercado consumidor e ganhos de escala. Uma estratégia interessante para reduzir custos de transporte pelo setor de serviços é o de concentrar serviços semelhantes, preferencialmente substitutos imperfeitos, em determinadas áreas. Assim, existem na maioria dos centros urbanos as regiões das lojas de revendas de carros usados, a de auto peças, a

³ Há um transbordamento de conhecimento, conhecido na literatura como *Knowledge Spillovers*.

de ferragens, entre outras. Existe neste caso uma causalidade circular, pois um fluxo considerável de consumidores vão a estas regiões pela possibilidade de visitar várias lojas a um baixo custo de transporte e assim poder fazer uma melhor escolha. Este maior fluxo de consumidores cria um incentivo a localização de mais lojas do ramo na região, aumentando a concentração.

Outro papel do setor de serviços é que estes podem atuar como uma externalidade positiva para os demais tipos de atividades, pois a proximidade a uma série de serviços básicos, tais como serviços empresariais (bancos, seguros, imobiliárias, hotéis) e serviços públicos (rodovias, transporte coletivo, escolas, proteção contra incêndio), podem influenciar diretamente na decisão de localização de outros tipos de atividades, sendo, assim, uma força centrípeta certamente muito forte.

2.2 – Forças Centrífugas

As forças centrífugas mais destacadas na literatura referem-se à presença de externalidades negativas e à oferta fixa de fatores de produção. A oferta fixa de fatores de produção pode ser: terra, mais estudada em trabalhos sobre desigualdade entre regiões, e mão-de-obra, mais estudado em trabalhos sobre desigualdade entre países. O fato de a terra próxima às aglomerações ser limitada implica que à medida que a demanda por este fator cresce seus preços também crescem. Estes crescem até o ponto em que não compensam os benefícios de localizar-se próximo às aglomerações. Assim, começa a atuar como uma força centrífuga, pois as atividades buscarão regiões com terras de menor custo.

O papel da mão-de-obra como força centrípeta se deve, basicamente, ao efeito que as aglomerações e externalidades têm sobre salários. Aglomerações geram vários tipos de externalidades, conforme salientado anteriormente, e estas externalidades geram maiores salários nestas regiões. Nesta linha, Rauch (1991) mostrou que existem ganhos de produtividade em cidades com nível maior de capital humano e Ciccone e Hall (1995) demonstraram que os trabalhadores são mais produtivos e ganham maiores sa-

lários em áreas mais densas. Além disso, a concentração de mão-de-obra favorece o surgimento e crescimento dos sindicatos, que também implicam salários maiores. O aumento do preço da mão-de-obra em aglomerações cria um incentivo à dispersão das atividades para áreas em que a mão-de-obra tem um menor custo. Este tipo de força centrífuga tem sido observado não só em nível mundial, com mudança de empresas para a Ásia, mas também em nível nacional, com a mudança da indústria automobilística brasileira para outras regiões.

Maiores salários resultam em forças migratórias fortes que podem implicar, e geralmente implicam, concentração excessiva de população em cidades. Este excesso populacional gera problemas a qualidade de vida em cidades, tal como congestionamento, poluição e crime. Estes problemas são destacados por Glaeser (2001), segundo o autor: *An increase in economic activity in a city can potentially be associated with productivity and quality of life reductions*. Glaeser e Sacerdote (1996) mostraram a evidência empírica de que cidades maiores possuem maiores problemas com criminalidade e poluição. Estes problemas produzem uma externalidade negativa que afeta a produtividade dos trabalhadores e, por consequência, a produção. Desta forma, as externalidades negativas associadas a aglomerações urbanas incentiva a uma fuga das atividades destas regiões, criando assim, uma força centrífuga forte.

2.3 – Resultado das Forças

Como pôde ser visto, tanto forças centrípetas e centrífugas são forças poderosas que podem determinar o desenvolvimento ou o subdesenvolvimento de uma região. Mas, qual delas é preponderante no mundo atual? O que se tem observado é que as forças centrípetas têm sido preponderantes na grande maioria dos casos estudados, até porque as forças centrífugas geralmente são observadas em estágios avançados de desenvolvimento, e este não é o caso da maioria das economias do mundo, principalmente de microrregiões e cidades. Esta talvez seja a explicação para a concentração das atividades na

maioria das economias subdesenvolvidas, principalmente quando se trata de cidades.

Segundo Henderson (2002), nos estágios iniciais de urbanização e desenvolvimento, a concentração das atividades tende a aumentar devido à escassez de infra-estrutura econômica, tal como estradas e trabalhadores qualificados, portanto, as forças centrípetas superam as forças centrífugas neste estágio. A partir de um determinado ponto do processo as forças centrífugas começam a adquirir força e passam a preponderar, levando as atividades a se dispersarem para outras regiões. Este processo faria com que houvesse um ponto ótimo para o crescimento das regiões e cidades, pois se poderia chegar a níveis indesejáveis de congestionamento.

Porém, hoje é possível observar que estes centros continuam crescendo e seus problemas também. O que explica este comportamento? Ades e Glaeser (1995), Henderson, Kuncoro e Turner (1996) e Henderson (2003) argumentam que o processo de aglomeração não é interrompido devido à existência de primazia. Primazia surge quando há um favorecimento político a determinadas regiões. Este favorecimento poderia ser, por exemplo, maiores investimentos em infra-estrutura, prioridades em licitações, entre outros. Assim, muitas atividades se localizariam nestas regiões em favor das quais as decisões são tomadas, a fim de receber os benefícios deste favorecimento. Em geral, primazia ocorre na sede de governos, ou seja, capitais de países e estados, mas pode ocorrer também em centros de origem do poder dominante.

3 – O MODELO

Nesta seção é introduzida a modelagem formal do trabalho empírico. O modelo apresentado nesta seção segue Glaeser, et al. (1995). No modelo, o crescimento econômico das cidades independe de suas taxas de poupança, pois o capital e a mão-de-obra são assumidos como móveis no espaço e, portanto, as cidades partilham a mesma dotação de capital e mão-de-obra. Desta forma, as cidades irão diferir somente em níveis de produtividade e quali-

dade de vida. O produto de cada cidade pode ser representado pela seguinte função do tipo Cobb-Douglas:

$$Y_{i,t} = A_{i,t} L_{i,t}^{\sigma} \quad \text{para } i \text{ cidades} \quad \text{e } t \text{ anos} \quad (1)$$

onde Y representa o produto, A é o nível de produtividade da mão-de-obra e L é a mão-de-obra utilizada na produção. O coeficiente σ da função de produção mede a elasticidade mão-de-obra do produto. A remuneração dos trabalhadores se faz segundo a sua produtividade marginal, dada por:

$$W_{i,t} = \sigma A_{i,t} L_{i,t}^{\sigma-1} \quad (2)$$

A utilidade total dos trabalhadores é igual a sua remuneração multiplicada por um índice de qualidade de vida. Este índice é relacionado positivamente com a produção da cidade e inversamente com o tamanho da cidade, assim:

$$IV_{i,t} = Y_{i,t} L_{i,t}^{-\delta} \quad (3)$$

onde $\delta > 0$. Este índice de qualidade de vida pretende capturar os efeitos das forças centrípetas e centrífugas destacados anteriormente. A utilidade total dos trabalhadores é dada por:

$$U_{i,t} = \sigma A_{i,t} Y_{i,t} L_{i,t}^{\sigma-\delta-1} \quad (4)$$

Utilizando (4), tem-se que:

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{U_{i,t+1}}{U_{i,t}}\right) &= \ln\left(\frac{A_{i,t+1}}{A_{i,t}}\right) + \ln\left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}}\right) + (\sigma - \delta - 1) \ln\left(\frac{L_{i,t+1}}{L_{i,t}}\right) \end{aligned} \quad (5)$$

Utilizando as hipóteses de que:

$$\ln\left(\frac{A_{i,t+1}}{A_{i,t}}\right) = X'_{i,t} \beta + \varepsilon_{i,t+1} \quad (6.1)$$

$$\text{Ln}\left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}}\right) = X'_{i,t} \theta + \xi_{i,t+1} \quad (6.2)$$

onde $X_{i,t}$ é o vetor de características da cidade i no tempo t , que determinam o crescimento na qualidade de vida da cidade e na produtividade. Combinado (5) com (6.1) e (6.2), logo:

$$\text{Ln}\left(\frac{L_{i,t+1}}{L_{i,t}}\right) = \frac{1}{1 + \delta - \sigma} X'_{i,t} (\beta + \theta) + \chi_{i,t+1} \quad (7.1)$$

$$\text{Ln}\left(\frac{W_{i,t+1}}{W_{i,t}}\right) = \frac{1}{1 + \delta - \sigma} X'_{i,t} (\delta\beta + \sigma\theta - \theta) + \omega_{i,t+1} \quad (7.2)$$

onde $\chi_{i,t}$ e $\omega_{i,t}$ são os erros não correlacionados com as características $X'_{i,t}$. Desta forma, as equações (7.1) e (7.2) expressam a variação na quantidade de mão-de-obra e na remuneração total da mão-de-obra na cidade i , respectivamente, como dependente das características X' , representadas por algumas variáveis. Neste artigo, são selecionadas algumas características $X'_{i,t}$ que explicam o crescimento das variáveis dependentes dadas por (7.1) e (7.2) no período compreendido entre 1991 e 2000 nas cidades nordestinas.

4 – ANÁLISE DOS RESULTADOS

Nesta seção são apresentados os resultados obtidos para as regressões por mínimos quadrados ordinários para as equações (7.1) e (7.2), que representam o crescimento da população e o crescimento econômico das cidades, respectivamente. O crescimento da cidade é representado pelo crescimento populacional da cidade e o crescimento econômico é representado pelo crescimento da renda *per capita* da cidade. Os dados utilizados no artigo são fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), através dos censos demográficos de 1991 e 2000. No apêndice são apresentadas uma descrição detalhada das variáveis utilizadas no trabalho e as suas respectivas correlações com as demais variáveis. A TABELA 1 mostra os resultados obtidos para o crescimento eco-

nômico da renda *per capita* das 1.787 cidades nordestinas na década de 1990. A equação básica é a equação (1), que apresenta as variáveis explicativas básicas. As demais equações acrescentam algumas variáveis sugeridas a partir da literatura apresentada na seção 2 a fim de testar o seu papel na explicação do crescimento econômico da região Nordeste do Brasil na década citada.

Os resultados da equação (1) mostram que as cidades mais ricas cresceram menos que as cidades mais pobres no período, portanto existiu uma convergência das rendas *per capita* na região Nordeste. Porém, a interpretação deste resultado exige cautela, pois boa parte da convergência entre cidades pode ser explicada por migração. Trabalhadores buscam cidades onde podem obter rendimentos maiores e estes em geral estão associados a aglomerações, como foi salientado na seção 2. Os resultados obtidos pela equação (6) da TABELA 2 corroboram com este argumento, pois estes mostram que o crescimento populacional foi maior onde a renda *per capita* era maior em 1991. Isto implica que em um ambiente de alta mobilidade de mão-de-obra, os ganhos das cidades que mais crescem são diluídos com a chegada de novos trabalhadores e, desta forma, aceleram a convergência entre cidades.

Os resultados da equação (1) também mostram que as cidades que mais cresceram foram aquelas que tinham a melhor qualidade de vida em 1991, neste trabalho medido pelo Índice de Desenvolvimento Humano desenvolvido pelas Nações Unidas. Estes resultados são coerentes com o modelo apresentado na seção 3.

Outro resultado importante dado pela equação (1) diz respeito ao papel do capital humano no crescimento econômico das cidades nordestinas. As cidades que mais cresceram foram aquelas que possuíam o maior nível de capital humano em 1991. Estes resultados reforçam as contribuições de Lucas (1988). Segundo o autor, o investimento em capital humano tem dois resultados: o primeiro é a melhora da produtividade dos indivíduos que se educam e o segundo, e mais importante, a economia como um todo se beneficia por

Tabela 1 – Crescimento econômico das cidades nordestinas 1991-2000

	Variável Dependente: Ln do crescimento da Renda					
	Eq.(1)		Eq.(2)	Eq.(3)	Eq.(4)	Eq.(5)
Intercepto	2,0517 (0,0656)	1,8337 (0,0700)	2,0494 (0,0655)	1,6897 (0,0701)	2,3786 (0,1533)	1,7748 (0,0773)
Renda 1991	-0,4986 (0,0187)	-0,5672 (0,0203)	-0,4921 (0,0188)	-0,5228 (0,0196)	-0,5535 (0,0267)	-0,5558 (0,0212)
Escola 1991	0,1325 (0,0080)	0,0785 (0,0104)	0,1349 (0,0081)	0,1107 (0,0098)	0,1368 (0,0081)	0,0761 (0,0105)
Urbano 1991	0,1084 (0,0247)	0,1246 (0,0244)	0,1210 (0,0252)		0,1458 (0,0246)	0,1111 (0,0255)
IDH 1991		1,1821 (0,1481)		0,9658 (0,1520)		1,1744 (0,1480)
Densidade			-0,0101 (0,0040)			
TC				0,0004 (0,0001)	0,0002 (0,0000)	
TC ²				-4,66E-07 (1,41E-07)		
Pobres 1991					-0,0031 (0,0011)	
Transf. 1991						0,0022 (0,0012)
R ²	0,2864	0,3106	0,2885	0,3168	0,3148	0,3115

Fonte: Elaboração própria

ter indivíduos mais educados, pois estes são capazes de gerar inovações que melhorem a produtividade de toda a economia. Esta externalidade e as inovações, segundo Lucas, seriam os “motores” do crescimento econômico. Os argumentos de existência de externalidades no capital humano são perfeitamente plausíveis, pois provavelmente várias pessoas já se beneficiaram por trabalhar com colegas mais inteligentes. Se por um lado existem dificuldades de medir este tipo de externalidade positiva, por outro lado vários autores concordam que se trata de um fenômeno local, e, portanto, a sua melhor evidência é em cidades⁴. Rauch (1991) apresenta resultados robustos que evidenciam ganhos de produtividade em cidades com maiores níveis de capital humano.

Outro aspecto que deve ser considerado é que cidades com maiores níveis de capital humano atraem investimentos de empresas que utilizam recursos tecnológicos mais avançados. Por outro lado, só é possível a empresas estabelecidas adotar novos processos tecnológicos se há trabalhadores capacitados a trabalhar com eles. Assim, cidades com baixo capital humano não conseguem acompanhar o processo tecnológico e têm baixo crescimento econômico.

Os resultados da equação (1) mostram que as cidades mais urbanizadas foram as que mais cresceram. Estes resultados refletem os argumentos desenvolvidos na seção 2 que destacaram o papel da aglomeração urbana como agente catalisador da transferência de conhecimento e difusão de tecnologias. O ambiente urbano promove uma freqüente troca de experiências entre trabalhadores, que aceleram o processo de aprendizado. Resultados semelhantes foram obtidos por Henderson (2002) e Glaeser e Mare (1994).

⁴ Jacobs (1968), Lucas(1988), et al.

O fato de que as cidades com maiores níveis de capital humano e mais urbanizadas cresceram mais colabora para destacar a sua complementaridade na promoção do crescimento econômico. Glaeser e Mare (1994) argumentam que o espaço urbano potencializa a acumulação de capital humano porque aumenta o número de experiências que os indivíduos têm ao longo da vida e, desta forma, indivíduos mais experientes assimilam mais facilmente o conhecimento. A alta correlação entre urbanização e capital humano apresentada neste artigo, cerca de 0,71, corrobora para afirmar que capital humano e urbanização estão muito ligados. Além disso, fica destacado também, o papel de ambas na geração dos *knowledge spillovers*, que são, como foi destacado na seção 2, segundo vários autores, os principais responsáveis pelo crescimento econômico de longo prazo. Os resultados obtidos neste artigo destacam o papel destas duas variáveis na explicação do crescimento econômico das cidades nordestinas na década de noventa do século XX.

As equações (2) e (4) estão relacionadas com o papel das externalidades negativas no crescimento econômico. Os resultados mostram que as cidades que possuíam as maiores densidades demográficas em 1991 e a maior porcentagem de pobres foram as que menos cresceram no período. Externalidades negativas diminuem a produtividade dos trabalhadores e, por consequência, reduzem o crescimento econômico. Maiores densidades demográficas estão associadas a problemas de congestionamento, poluição e crime. O percentual de pobres é uma variável *proxi* para uma série de externalidades negativas não observáveis ou de que não existem estatísticas disponíveis para cidades. Glaeser (1994) justifica: *The presence of a core group of unhappy, low-skilled workers may be especially damaging to a city, particularly if they generate large negative spillovers such as riots, crime, or political difficulties*. Os resultados são consistentes e mostram que estas forças centrífugas realmente incentivam a fuga das atividades das cidades que sofrem com estes problemas e, portanto, reduzem o crescimento econômico destas cidades. Estes re-

sultados também ajudam a explicar o processo de convergência mostrado nas regressões.

A equação (3) mostra o papel dos custos de transporte no crescimento econômico. Custos de transporte envolvem uma série de fatores que vão desde o preço dos combustíveis até a qualidade da infra-estrutura oferecida no setor transportes e telecomunicações. Em geral, estes são medidos pelo estoque de infra-estrutura pública. Entretanto, Bruinsma (1997) sugere a utilização da acessibilidade como *proxi* para custos de transporte. A acessibilidade de uma cidade é a medida das interações potenciais com outras cidades. Vale destacar que a acessibilidade é relevante tanto do ponto de vista das conexões para trás quanto das conexões para frente. Mas, quais destinos devem ser escolhidos? Segundo o autor: [...] *An important issue in the measurement of accessibility of cities is the delimitation of the relevant set of potential destinations* [...]. No caso das cidades nordestinas os principais mercados estão nas capitais dos estados e, se considerarmos os mercados de todo o país, a saída mais provável será por um porto. Como as capitais nordestinas localizam-se no litoral e quando não são cidades portuárias estão muito próximas a algum porto, a utilização da distância das cidades em relação à sua capital como medida de acessibilidade e de custos de transporte não parece ser tão arbitrária.

Os resultados mostram que as cidades que mais cresceram foram as mais distantes das capitais, ou seja, as que mais apresentavam um custo de transporte maior. Estes resultados podem ser um indício de um processo de dispersão das atividades entre as cidades nordestinas em um processo de interiorização do desenvolvimento econômico na região. Entretanto, a equação (3) mostra também que o mesmo não pode ser dito para regiões muito distantes, pois o termo quadrático apresenta sinal negativo. Portanto, a interiorização não pode ser considerada muito profunda, pois cidades muito distantes não atraem as atividades econômicas devido seus altos custos de transporte.

A equação (5) avalia o feito de políticas públicas de transferência de renda na promoção do cres-

cimento econômico. O resultado é ambíguo, pois ele só é significativo aos 7,37% e está um pouco acima dos tradicionais 5%. Portanto, se considerarmos 5% de confiança, as transferências públicas de renda não afetaram o crescimento econômico das cidades nordestinas na última década. Por outro lado, se formos um pouco flexíveis quanto à significância do coeficiente, o resultado, talvez surpreendente para muitos, é de que as cidades que mais recebiam transferências cresceram mais.

Os resultados para o crescimento das cidades são apresentados pela Tabela 2. Como já foi comentado anteriormente, as cidades que mais cresceram foram as que tinham a maior renda em 1991. O que reflete o efeito migratório de trabalhadores em busca de maiores rendimentos.

Os resultados mostram que, além de buscar cidades com maior renda, houve uma busca por

regiões com melhor qualidade de vida. O que corrobora para reforçar a adequação do modelo apresentado na seção 3. Houve também uma expansão das regiões que eram mais urbanizadas em 1991. Glaeser, Kolko e Saiz (2000) mostram que centros urbanos facilitam não só o processo de produção, mas também o consumo. Assim, os centros urbanos seriam atraentes por possuírem amenidades, ou seja, oferecem melhores serviços, tais como teatros, cinemas e restaurantes, que melhoram o bem-estar da população. Os autores mostram que existe correlação positiva entre o crescimento das cidades americanas com o número de cinemas e teatros *per capita*. Logo, a migração para cidades mais urbanizadas pode significar também uma busca por melhor qualidade de vida.

As cidades que mais cresceram foram as que possuíam os maiores níveis de capital humano em 1991. Rauch (1991) ao encontrar resultado seme-

Tabela 2 – Crescimento das cidades nordestinas 1991-2000

	Variável Dependente: Ln do crescimento da População				
	Eq.(6)	Eq.(7)	Eq.(8)	Eq.(9)	Eq.(10)
Intercepto	-0,3934 (0,0714)	-0,1837 (0,0527)	-0,4370 (0,0692)	0,1458 (0,0819)	0,1250 (0,0837)
Renda 1991	0,0933 (0,0171)	0,0798 (0,0148)	0,0853 (0,0157)		
Escola 1991	0,0145 (0,0072)		0,0162 (0,0065)		
Urbano 1991	0,0467 (0,0212)	0,0493 (0,0194)			
Fertilidade 1991	0,1050 (0,0186)		0,0967 (0,0185)	0,0785 (0,0189)	0,0704 (0,0196)
IDH 1991				0,2132 (0,0816)	0,2588 (0,0832)
População 91	-0,0126 (0,0044)	-0,0093 (0,0044)			
Distância da Capital			-0,0001 (0,0000)		-0,0001 (0,0000)
Pobres 1991				-0,0052 (0,0007)	-0,0043 (0,0007)
Transf. 1991					-0,0021 (0,0011)
R ²	0,0494	0,0448	0,0484	0,0567	0,0540

Fonte: Elaboração Própria

lhante afirmou que as pessoas preferem morar em locais com maior capital humano, pois isto implica também melhor qualidade de vida. Pode-se dizer que esta afirmação é difícil de ser feita porque envolve um alto grau de subjetividade. Entretanto, Glaeser e Mare (1994) mostram que cidades com maior capital humano estão associadas a menores taxas de criminalidade e que estas, sim, implicam uma melhor qualidade de vida. Por outro lado, Glaeser e Saiz (2003) afirmam que a melhora da qualidade de vida por um maior capital humano é importante, mas não é o aspecto mais relevante na ligação entre capital humano e crescimento das cidades. Segundo os autores, o aspecto mais relevante é o fato de que cidades com maiores níveis de capital humano também possuem maiores salários. Para as cidades nordestinas a correlação entre renda *per capita* e escolaridade média é de aproximadamente 0,80 tanto em 1991 quanto em 2000, o que reforça o argumento dos autores. Desta forma, cidades com maior capital humano crescem mais porque apresentam maiores rendimentos.

Como já foi destacado anteriormente neste artigo, o capital humano e a urbanização são complementares na geração de *knowledge spillovers*. Como estes geram um maior crescimento econômico e, por consequência, maiores rendimentos, é esperado o resultado de que cidades mais urbanizadas e com maior capital humano cresçam a maiores taxas. Pois os indivíduos buscam, além de uma melhor qualidade de vida, um bom rendimento. Sem querer desprezar outros fatores relevantes, mas não há nada que melhore mais a qualidade de vida do que um bom salário.

Os resultados mostram também que as cidades que mais cresceram foram as que possuíam o menor percentual de pobres. Este baixo percentual de pobres pode significar uma demanda maior por trabalho, o que certamente é um grande poder de atração de mão-de-obra. Por outro lado, cidades com um grande número de pobres podem significar baixa demanda por mão-de-obra, e, desta forma, ninguém se interessaria em migrar para estas cidades. Se considerarmos que maiores níveis de po-

breza estão associados a maiores conflitos sociais, então neste caso também haveria uma evasão destas cidades que possuem este tipo de externalidade negativa, porque estas externalidades pioram a qualidade de vida. Haveria, assim, uma busca por cidades mais amenas e com maior qualidade de vida, como já foi destacado anteriormente.

Outros dois resultados interessantes merecem destaque. Em primeiro lugar, as populações de cidades mais distantes das capitais cresceram menos. Em segundo lugar, houve uma pequena convergência entre as cidades. Isto implica que as cidades menores cresceram a taxas maiores do que as maiores cidades. Estes resultados podem significar um processo de desconcentração da população em cidades maiores para cidades menores, porém não para muito distantes das capitais. Este fenômeno urbano tem sido destacado na literatura como *Edge Cities*, que seriam cidades muito próximas aos principais centros urbanos, mas que não possuem os mesmos problemas de congestionamento, crime e poluição. Desta forma, dada a redução dos custos de transporte, seria possível aproveitar dos benefícios da aglomeração urbana sem as externalidades negativas associadas a ela⁵.

O último resultado apresentado pela equação (10) mostra que as transferências governamentais de renda têm pouca influência no crescimento de cidades. Os resultados são negativos e pouco significativos. Resultados semelhantes foram obtidos por Glaeser e Shapiro (2001) para os Estados Unidos. Os autores encontraram uma correlação positiva entre gastos governamentais e crescimento de cidades somente para gastos em infra-estrutura de transporte. A lógica deste resultado é bastante simples, gastos deste tipo reduzem custos de transporte das cidades e tornam as cidades mais competitivas na atração de novas atividades econômicas, e, por consequência, estas atraem mais trabalhadores. Assim, a redução dos custos de transporte implica um crescimento populacional

⁵ Ver Garreau (1991) como principal referência teórica e Glaeser e Gyourko (2001) para um modelo mais formal e evidência empírica para os Estados Unidos.

maior. Transferências de renda são interessantes do ponto de vista social, mas dificilmente diminuem desigualdades regionais. Isto porque não adianta transferir renda, por exemplo, com a finalidade de aumentar o capital humano de uma cidade, se não houver uma contrapartida em crescimento das atividades econômicas da cidade. Custos de transporte são um importante fator de decisão na alocação de capital físico e, portanto, a redução destes é fundamental para que haja um capital físico compatível com a melhora do capital humano. Caso contrário, a migração destas cidades é inevitável.

5 – CONCLUSÕES

Este artigo apresentou uma série de características iniciais das cidades nordestinas que ajudam a explicar o crescimento econômico e populacional destas cidades na década de 1990. Os resultados mostraram um processo de convergência de rendas *per capita*. Entretanto, como foi destacado no artigo, parte desta convergência é explicada pelo processo de migração. Mesmo assim, não deixa de ser um fato relevante a diminuição das desigualdades de renda entre as cidades nordestinas. Na explicação do crescimento econômico ficou destacado o papel da educação e da urbanização. Ambos são relevantes na criação de *knowledge spillovers*, que são fundamentais no processo de promoção do crescimento econômico. Os resultados comprovaram o papel destas variáveis na explicação do crescimento econômico das cidades nordestinas naquela década.

Outro resultado importante foi a comprovação de que cidades com altos índices de congestionamento e pobreza têm menor crescimento econômico. Externalidades negativas como estas prejudicam a produtividade dos trabalhadores e, por consequência, o crescimento econômico das cidades. Ficou destacado também o papel dos custos de transporte, pois cidades muito distantes de capitais cresceram menos e cidades mais próximas cresceram mais. Estes resultados reforçam a questão da localização e suas consequências no crescimento econômico, conforme já foi destacado por vários trabalhos da nova geografia econômica.

O crescimento das cidades nordestinas na década de noventa mostrou-se sensível a questões de renda e qualidade de vida. Cidades com maior renda e qualidade de vida em 1991 foram as que mais cresceram, o que indica movimento migratório em busca de melhores condições de vida. Os resultados mostraram uma busca por cidades mais urbanizadas, que podem refletir uma busca por melhor qualidade de vida. As causas de como o capital humano afeta o crescimento das cidades devem constar na agenda futura de pesquisas, pois mostrou-se relevante a sua participação no crescimento das cidades.

Os resultados mostraram que o papel das transferências de renda pelo governo tem pouco ou quase nenhum efeito sobre o crescimento econômico e o crescimento de cidades nordestinas. O que permite suscitar a discussão sobre o papel do governo na promoção do crescimento econômico. A sugestão de política mais direta seria obviamente o investimento em capital humano. Entretanto, deve-se deixar claro que esta política é uma condição necessária para o crescimento econômico, porém não é suficiente. Vale lembrar que uma das principais contribuições da nova geografia econômica é explicar o porquê de haver aglomerações e a dificuldade de atrair investimentos em capital físico para locais mais remotos. A elevação da competitividade por investimentos de locais mais remotos pode ser alcançada com o provimento de melhor treinamento da mão-de-obra, mas também deve haver uma melhor infra-estrutura, o que reduziria os seus custos de transporte. Certamente há espaço para pesquisas futuras que avaliem o papel das políticas públicas na redução das desigualdades regionais, principalmente através de trabalhos que avaliem a relação custo benefício das mesmas.

Em conclusão, é possível afirmar que a Nova Geografia Econômica oferece uma teoria sólida para a explicação das diferenças de crescimento econômico de cidades e regiões, mas vale ressaltar que boa parte de suas teorias ainda não foram suficientemente testadas empiricamente e, certamente, ainda há muito a ser feito.

Abstract

This article is an empirical study on the determinants of economic growth and population growth in the Northeastern cities in the nineties. For this goal, it is used variables that represent the initial characteristics of these cities. The chosen variables follow the theoretical contributions from the new growth theories and the new economic geography. The paper shows that there was convergence of per capita incomes in the Northeastern cities in the period. Besides, the results reinforce that human capital and urbanization are complementary in the promotion of positive externalities, Knowledge Spillovers, which generate economic growth. The article also shows that negative externalities, such as congestion and poverty, reduce the economic growth. The results show that the Northeastern cities population growth is affected positively by measures of income and life quality. The article concludes that there was a small movement of dispersion and internalization of the population in the Northeastern cities.

Key words:

Cities, Economic Growth, New Economic Geography, Human Capital, Externalities.

REFERÊNCIAS

- ADES, A.F.; Glaeser, E. F. "Trade and Circuses: Explaining Urban Giants". **Quarterly Journal of Economics**, n. 110, p.195-227, 1995.
- BLACK, D.; HENDERSON, V. "A Theory of Urban Growth." **Journal of Political Economy**, v.107n.2, p. 252-284, 1999.
- _____. "Urban Evolution in the USA". **Journal of Economic Geography**, v.3, n.343-372, 2003.
- BRUINSMA, F. "The impact of Accessibility on the Valuation of Cities as Location for Firms". **Research Memorandum**, Amsterdam, Amsterdam University, 1997.
- CARLINO, G.; CHATTERJEE, S.; HUNT, R. "Knowledge Spillovers and the New Economy of Cities". **Federal Reserve Bank of Philadelphia**, WP n. 01-14, 2001.
- CICCONE, P.; HALL, R. "Productivity and Density of Economic Activity". **American Economic Review**, v. 86, p. 54-70, 1995.
- CHRISTALLER, W. **Central Places of Southern Germany, Jena, Germany**: Fischer. English translation, London: Prentice Hall, 1966.
- DAVIS, D.; WEINSTEIN, O. "Economic Geography and Regional Production Structure: An Empirical Investigation", **European Economic Review**, v.43, p.379-407, 1999.
- EATON, J.; ECKSTEIN, Z. "Cities and Growth: Theory and Evidence from France and Japan". **Regional Science and Urban Economics**, v. 27, n.4-5, p. 443-474, 1997.
- FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A.J. **Economia Espacial**: urbanização, prosperidade econômica e desenvolvimento humano no mundo. Editora Futura: São Paulo, 2002.
- GARREAU, J. **Edge City**: Life on the New Frontier. New York: Doubleday, 1991.
- GLAESER, E.L. "Cities, Information, and Economic Growth". **Citiescape. Journal of Policy Development and Research**, v. 1,n.1, p. 9-47, 1994.
- _____.; GYOURKO, J. "Urban Decline and Durable Housing. **NBER Working Paper**, WP", n.B 8598, 2001.
- _____.; SHEINKMAN, J.; SCHLEIFER, A. "Growth in Cities". **Journal of Political Economy**, v.100, p.1126-1152, 1991.
- _____.; RAPPAPORT, J. "Why do the Poor live in Cities?". **NBER Working Paper**, WP, n. 7636, 2000.
- _____.; KOLKO, J.; SAIZ, A. "Consumer City". **Journal of Economic Geography**, v.1n.1, p.27-50, 2001.

- _____, MARE, D. "Cities and Skills". **Hoover Institution Working Paper**, E-94-1, 1994.
- _____, SACERDOTE, B. "Why is there More Crime in Cities?". **NBER Working Paper**, WP n.5430, 1996.
- _____, SAIZ, A. "The Rise of Skilled City". **NBER Working Paper**, WP, n. 10191, 2003.
- _____, SCHEINKMAN, J. A.; SHLEIFER, A. "Economic Growth in a Cross-section of Cities". **Journal of Monetary Economics**, v.36, n. 1, p. 117-143, 1995.
- _____, SHAPIRO, J. "Urban Growth in the 1990s: Is City Living Back?". **Journal of Regional Science**, v.43, n. 1, p.139-165, 2003.
- HANSEN, N. "Impacts of Small and Intermediate-Sized Cities on Population Distribution: Issues and Responses". **Regional Development Dialogue**, v.11, p.60-76, 1990.
- HENDERSON, V. **Urban Development: Theory, Fact and Illusion**. Oxford: Oxford University Press, 1998.
- _____. "Marshall's Scale Economies." **NBER Working Paper**, WP, n. 7358, 1999a.
- _____. "How Urban Concentration affects Economic Growth". **Policy Research Working Paper**, WP, n. 2326, World Bank, 1999b.
- _____. "The Effects of Urban Concentration on Economic Growth". **NBER Working Paper**, WP, n. 7503, 1999c.
- _____. **"The Urbanization Process and Economic Growth: The So-What Question"** Brown University, 2002.(Mimeo.)
- _____, SHALIZI, Z.; VENABLES, A. J. "Geography and Development". **Journal of Economic Geography**, v. 1, p.81-105, 2001.
- _____, WANG, H. **"Urbanization and City Growth"**. Brown University, 2003. (Mimeo.).
- _____, KUNCORO, A.; TURNER, M. "Industrial Development in Cities". **Journal of Political Economy**, v.103, p. 1067-1152, 1995.
- KRUGMAN, P. "Increasing Returns and Economic Geography". **Journal of Political Economy**, v.99, p.483-499, 1991.
- LÖSCH, A. **The Economics of Location**, Jena, Germany: Fischer. English translation. New Haven: Yale U. Press, 1954.
- LIMAO, N.; VENABLES, A. "Infrastructure, Geographical Disadvantage and Transport Costs". **Policy Research Working Paper**, W, n. 2257, World Bank, 1999.
- LUCAS, R.E. "On the Mechanics of Economic Development,". **Journal of Monetary Economics**, v. 22 p.3-42, 1988.
- MARSHALL, A. **Principles of Economics**. London: Macmillan Press Ltda, 1890.
- O'SULLIVAN, A. **Urban Economics, Homewood III**: Irwin, Third edition, 1996.
- OTTAVIANO, G.; THISSE, J.F. **"Agglomeration and Economic Geography" Handbook of Urban and Regional Economics**. 2003. v. 4,
- PUGA, D. "The Rise and Fall of Regional Inequalities". **European Economic Review**, v. 43, p.303-334, 1999.
- RAUCH, J. "Productivity Gains From Geographic Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities." **NBER Working Paper**, WP, n. 3905, 1991.
- ROMER, P. "Increasing Returns and Long Run Growth". **Journal of Political Economy**, v. 94, p.1002-1037, 1986.

Recebido para publicação em 03.SET.2004

APÊNDICE

Tabela A.1 – Descrição das variáveis

Renda 1991	Logaritmo neperiano da renda <i>per capita</i> das cidades.
População 1991	Logaritmo neperiano da população total das cidades.
Densidade	Densidade demográfica das cidades medida em hab/Km ² .
Escola 1991	Escolaridade média de pessoas com mais de 25 anos.
IDH 1991	Índice de Desenvolvimento Humano calculado pelo IBGE para o ano de 1991.
Pobre 1991	Percentual de habitantes que possuíam renda inferior a ½ salário mínimo ajustados pelo custo de vida das regiões.
TC	Variável proxy para custos de transporte medido pela distância da cidade a capital do estado.
Transf. 1991	Percentual da Renda da cidade oriunda de transferências governamentais.
Fertilidade 1991	Logaritmo neperiano da fecundidade média. Medida pelo número médio de filhos de mulheres entre 15 e 49 anos.
Urbano 1991	Taxa de Urbanização das cidades nordestinas em 1991

Fonte: Elaboração Própria

Tabela A.2 – Estatística Descritiva

	N	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão
GPOP	1787	1,2962	0,0717	0,1459	-0,4977
GRENDA	1787	1,0507	0,3238	0,1951	-0,4423
REND1991	1787	24,98	303,12	61,80	25,91
REND2000	1787	28,38	558,95	85,16	35,57
POP91	1787	1.170	2.077.256	23.782	82.670
POP00	1787	1.308	2.443.107	26.716	97.712
ESCOLA91	1787	0,15	6,91	1,92	0,83
IDH91	1787	0,3230	0,7590	0,5025	0,0580
POBRE91	1787	11,78	74,78	58,14	6,08
FERTILIDADE	1787	2,0968	1,5103	0,2193	0,7514
TC	1787	0,00	756,98	227,05	152,42
DENSIDADE	1787	0,76	8.903,60	71,76	340,58
TRANSF91	1787	1,43	31,20	12,23	3,52
URBANO91	1787	0,00	1,00	0,39	0,23

Fonte: Elaboração Própria

Tabela A.3 – Correlação de Pearson

URBANO 91	TRAN SF 91	TC	REDA 91	POP 91	POBRE 91	IDH 91	G REDA	G POP	FERTI LIDA DE	ESCOLA 91	DENSI DADE	
0,259	0,060	-0,179	0,357	0,351	-0,226	0,330	-0,040	0,066	-0,259	0,447	1,000	DENSID ADE
0,712	0,224	-0,156	0,762	0,499	-0,526	0,870	0,003	0,172	-0,545	1,000	0,447*	ESCOLA 91
-0,420	-0,295	0,069	-0,503	-0,227	0,354	-0,590	-0,101	-0,008	1,000	-0,545*	-0,259*	FERTILI DADE
0,176	-0,053	-0,100	0,202	0,075	-0,221	0,138	-0,091	1,000	-0,008	0,172*	0,066*	G POP
-0,038	0,185	0,162	-0,340	-0,156	0,322	-0,040	1,000	0,091*	0,101*	0,003	-0,040	G REDA
0,632	0,148	-0,039	0,797	0,426	-0,571	1,000	-0,040	0,138*	0,590*	0,870*	0,330*	IDH 91
-0,510	0,034	0,294	-0,799	-0,390	1,000	0,571*	0,322*	0,221*	0,354*	-0,526*	-0,226*	POBRE 91
0,417	-0,085	-0,086	0,555	1,000	0,390*	0,426*	0,156*	0,075*	0,227*	0,499*	0,351*	POP 91
0,664	0,019	-0,144	1,000	0,555*	0,799*	0,797*	0,340*	0,202*	0,503*	0,762*	0,357*	REDA 91
-0,239	-0,297	1,000	0,144*	0,086*	0,294*	-0,039	0,162*	0,100*	0,069*	-0,156*	-0,179*	TC
0,305	1,000	0,297*	0,019	0,085*	0,034	0,148*	0,185*	0,053*	0,295*	0,224*	0,060*	TRANSF 91
1,000	0,305*	0,239*	0,664*	0,417*	0,510*	0,632*	-0,038	0,176*	0,420*	0,712*	0,259*	URBANO 91

Fonte: Elaboração própria

* Resultados significativos a 5%.

Medindo o Impacto Regional da Política Monetária Brasileira: Uma Comparação Entre as Regiões Nordeste e Sul

Eurilton Araújo

* *Ph.D. em Economia, Northwestern University, IL, EUA*

* *Professor Adjunto das Faculdades Ibmecc-RJ*

Resumo

Este trabalho procura documentar o impacto da política monetária brasileira após o Plano Real nas regiões Nordeste e Sul, usando vetores autorregressivos (VAR). Procura-se avaliar quantitativamente o grau de assimetria em termos das respostas dos índices de produção industrial das respectivas regiões a um choque de política monetária. Constatou-se que as respostas ao impulso associadas ao choque de política monetária para as duas regiões em termos agregados são bastante assimétricas. O Sul tende a reagir mais fortemente ao choque que o Nordeste. O impacto em nível estadual é também bastante assimétrico. Apesar dos estados do Sul serem mais afetados pelo choque de política monetária relativamente aos estados nordestinos, Bahia e Pernambuco reagem fortemente ao choque em comparação com o Nordeste como um todo.

Palavras-chave:

Política Monetária; Economia Regional; Vetores Autorregressivos.

1 - INTRODUÇÃO

Este trabalho procura avaliar o impacto da política monetária brasileira nas regiões Nordeste e Sul, empregando vetores auto-regressivos.

Economias regionais são caracterizadas por especificidades locais em termos de organização da atividade econômica. Dessa forma, é bastante plausível supor que regiões de um mesmo país respondam diferentemente a choques.

O objetivo deste trabalho é identificar o padrão de resposta de duas regiões do Brasil, as quais possuem características distintas, a um choque de política monetária.

O ponto fundamental é usar as respostas ao impulso advindas da estimação de vetores auto-regressivos para quantificar o efeito do choque nas unidades regionais e estaduais consideradas.

O trabalho utiliza o índice de produção industrial em nível regional para as regiões Nordeste e Sul, bem como índices de produção para os seguintes estados: Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná, Ceará, Bahia e Pernambuco. Ou seja, todos os estados da região Sul estão inclusos na amostra bem como os três estados do Nordeste mais importantes do ponto de vista econômico.

Os índices de produção industrial regionais e estaduais são integrados num modelo empírico de identificação de choques de política monetária. Esse modelo é composto de uma medida de atividade econômica nacional (o índice de produção industrial em nível nacional), um índice de preços (o IPCA ou IGP-M), a taxa de juros de curto prazo (taxa Selic-Over) e um agregado monetário (M1). Os modelos são estimados para os dois índices de preços descritos porque o IPCA é o índice que serve de base para o regime de metas do Banco Central, porém o IGP-M é uma medida de inflação mais abrangente. Tais variáveis são articuladas num vetor auto-regressivo a ser estimado. Os dados são mensais, no total de 94 observações (setembro de 1994 até junho de 2002), e serão discutidos com mais detalhe posteriormente neste artigo.

A avaliação do impacto regional da política monetária tem recebido atenção recente na literatura econômica. Carlino e Defina (1998, 1999) estudaram o efeito de choques de política monetária nas regiões e nas unidades estaduais que compõem os Estados Unidos da América.

Os autores encontraram assimetrias expressivas em termos da resposta da renda *per capita* estadual e regional a um choque de política monetária. Carlino e Defina investigaram fatores capazes de explicar as diferenças regionais constatadas empiricamente. Dentre esses fatores, se destacaram a estrutura industrial e bancária vigente em nível regional e estadual.

No âmbito nacional, Vasconcelos e Fonseca (2002) abordam o mesmo problema discutido neste artigo. Apesar de fornecerem uma discussão intuitiva relevante dos fatores que poderiam determinar a assimetria de um choque de política monetária, os autores não fornecem uma medida quantitativa do impacto deste choque na atividade econômica regional e estadual.

Este trabalho utiliza a mesma metodologia estatística adotada em Carlino e Defina (1998, 1999). Os resultados obtidos mostram que os efeitos regionais são bastante assimétricos. A região Sul tende a reagir mais fortemente ao choque, sendo que o efeito máximo do choque tende a ocorrer mais tardiamente para os estados do Sul.

No âmbito estadual, os estados do Sul tendem a reagir mais fortemente ao choque, sendo também os estados onde o efeito do choque é mais permanente. Todavia, o impacto dos choques em Pernambuco e na Bahia são bastante intensos, gerando evidência de que a estrutura econômica relativamente mais baseada em setores onde bens de capital são importantes, torna esses estados mais vulneráveis ao choque de política monetária que o Nordeste como um todo.

Este artigo procura explicar tais diferenças. A explicação mais detalhada do porquê de efeitos diferenciados do choque de política monetária é tema para um outro trabalho de pesquisa.

No mais, o artigo encontra-se dividido em quatro seções adicionais. Primeiramente, documenta-se, estatisticamente, a diversidade econômica regional e estadual existente nas regiões Nordeste e Sul, decompondo os respectivos índices de produção industrial em tendência e ciclo via filtro de Hodrick-Prescott. Ao estabelecer-se que o comportamento da atividade econômica regional é diverso ao longo do ciclo de negócios, a suspeita de que o impacto de choques específicos é diferenciado e potencialmente bastante assimétrico fica fortalecida.

Em seguida, a metodologia estatística baseada em vetores auto-regressivos é discutida brevemente. A quarta seção é dedicada à apresentação da base de dados, da estratégia de estimação e dos principais resultados. Por fim, alguns comentários finais são oferecidos e questões para pesquisas futuras são propostas na conclusão.

2 - FLUTUAÇÕES CÍCLICAS NA PRODUÇÃO INDUSTRIAL DO NORDESTE E DO SUL

Nesta seção, o índice de produção industrial para as regiões Nordeste e Sul, bem como para os estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná, Ceará, Bahia e Pernambuco são decompostos numa tendência de longo prazo e numa componente cíclica, usando o filtro de Hodrick-Prescott.

Em seguida, características estatísticas associadas a cada unidade estudada, como volatilidade e persistência, são avaliadas. A estrutura de correlação entre o Nordeste, o Sul e as unidades estaduais

em questão é descrita. O objetivo é mostrar empiricamente que os ciclos econômicos de cada unidade possuem especificidades e que, por conta disso, cada unidade estudada pode reagir de forma diferenciada a choques de determinada natureza.

O filtro de Hodrick-Prescott é um procedimento estatístico que permite decompor séries temporais em duas componentes: uma tendência de longo prazo e uma componente cíclica. Desse modo, uma série temporal denotada por y_t pode ser decomposta da seguinte forma: $y_t = y_t^c + y_t^{tend}$. Onde y_t^c se refere à componente cíclica da série temporal em questão e y_t^{tend} diz respeito à tendência de longo prazo.

A TABELA 1 mostra estatísticas descritivas básicas associadas às componentes cíclicas das séries do logaritmo do índice de produção industrial, coletado em frequência mensal (94 observações), de setembro de 1994 até junho de 2002.

As séries se referem ao Brasil, ao Nordeste e ao Sul bem como aos estados do Ceará, Bahia e Pernambuco enquanto unidades desagregadas associadas ao Nordeste. Com relação ao Sul, todos os estados partícipes dessa região são analisados de forma desagregada, ou seja, índices de produção industrial para os estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul são estudados.

A TABELA 1 enfatiza volatilidade (medida pelo desvio-padrão das respectivas séries), volatilidade relativa (tomando o Brasil como numerário) e persistência (medida pela autocorrelação de primeira ordem das respectivas séries).

Tabela 1 – Componentes cíclicas do índice de produção industrial

UNIDADES	VOLATILIDADE	VOLATILIDADE RELATIVA	PERSISTÊNCIA
Brasil	4,075	1	0,551
Nordeste	3,833	0,830	0,373
Ceará	5,622	1,379	0,322
Bahia	5,742	1,409	0,162
Pernambuco	5,918	1,452	0,486
Sul	4,918	1,207	0,426
Paraná	5,764	1,414	0,400
Santa Catarina	4,223	1,036	0,184
Rio Grande do Sul	7,431	1,823	0,612

Fonte: Elaboração do Autor

As tabelas 2, 3 e 4 mostram a correlação entre as componentes cíclicas das séries em estudo. A TABELA 2 apresenta resultados relativos ao Brasil e às regiões Nordeste e Sul. A TABELA 3 apresenta os números relativos aos estados nordestinos. Os estados do Sul são analisados na TABELA 4.

Em termos de volatilidade e persistência, a região Sul apresenta ciclos mais voláteis e persistentes que os ciclos da região Nordeste. Todavia, a persistência do índice nacional é mais elevada, o que indiretamente indica alta persistência dos ciclos da região Sudeste. O Rio Grande do Sul destoa excessivamente dos demais estados, apresentando alta volatilidade e alta persistência. Bahia e Santa Catarina apresentam um grau de persistência dos ciclos muito baixo relativamente aos demais estados.

As componentes cíclicas são bastante correlacionadas, todavia o índice de produção da região Sul é mais correlacionado com o índice nacional do que o índice de produção nordestino. De fato, a

TABELA 2 documenta co-movimento entre os índices de produção regionais, um fato estilizado dos ciclos de negócios. Dito de outro modo, há um grau razoável de sincronia entre a produção industrial nacional e a produção industrial do Sul e Nordeste.

Em nível regional, os ciclos dos estados que compõem a região Sul parecem ser mais homogêneos, visto que as correlações entre os índices de produção industrial dos estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul são sempre números positivos. A situação é um tanto diversa no que se refere ao Nordeste. Ceará e Bahia apresentam correlação negativa, apesar de próxima a zero. Bahia e Pernambuco apresentam correlação próxima a zero. Estes resultados indicam que os ciclos estaduais no Nordeste possuem características específicas mais fortes que os ciclos estaduais na região Sul.

Esta seção documentou alguns aspectos estatísticos relativos às componentes cíclicas dos índices de produção industrial das regiões Nordeste e

Tabela 2 – Correlação entre as Componentes Cíclicas

	Brasil	Nordeste	Sul
Brasil	1		
Nordeste	0,669	1	
Sul	0,808	0,514	1

Fonte: Elaboração do Autor

Tabela 3 – Correlação entre as Componentes Cíclicas – Estados Nordestinos

	Brasil	Nordeste	Ceará	Bahia	Pernambuco
Brasil	1				
Nordeste	0,669	1			
Ceará	0,619	0,448	1		
Bahia	0,164	0,676	-0,037	1	
Pernambuco	0,426	0,448	0,206	0,028	1

Fonte: Elaboração do Autor

Tabela 4 – Correlação entre as Componentes Cíclicas – Estados do Sul

	Brasil	Sul	Paraná	Sta. Catarina	Rio G do Sul
Brasil	1				
Sul	0,809	1			
Paraná	0,454	0,661	1		
Sta. Catarina	0,631	0,734	0,345	1	
Rio Grande do Sul	0,809	0,920	0,455	0,617	1

Fonte: Elaboração do Autor

Sul, bem como de alguns estados destas regiões. No geral, há co-movimento entre os ciclos regionais. Os ciclos dos estados do Sul também estão sincronizados de um modo bastante evidente. No Nordeste, co-movimento entre ciclos estaduais é menos marcante.

O intuito desta seção foi o de mostrar que o ciclo de negócios em nível regional e estadual possuem especificidades. Por conta de tais especificidades, a conjectura de que regiões e estados possam reagir de modo diferenciado a choques macroeconômicos específicos é algo razoável e, portanto, merece ser avaliada empiricamente.

3 – VETORES AUTO-REGRESSIVOS

A interrelação dinâmica entre diversas variáveis pode ser resumida em um vetor auto-regressivo (VAR), o qual pode ser escrito da seguinte forma: $C(L)y_t = u_t$.

O vetor y_t é $n \times 1$, sendo formado por variáveis econômicas cuja dinâmica multivariada é o objeto de estudo. O vetor u_t denota os erros da forma reduzida.

O símbolo $C(L)$ denota uma matriz, onde cada um dos seus elementos é um polinômio no operador de defasagem L . Adicionalmente, temos $C_0 = I$ e a matriz de variância dos erros da forma reduzida é denotada pela letra grega Σ .

A forma estrutural é dada por $A_0 y_t + \sum_{i=1}^n A_i y_{t-i} = u_t$, onde temos $A_i = A_0 u_i$.

É possível determinar a média móvel infinita que represente o sistema em estudo em função dos diversos choques estruturais (u_t). Tais choques estruturais possuem um significado econômico ao contrário dos choques da forma reduzida, os quais representam a combinação de efeitos de vários choques estruturais específicos. A representação média móvel infinita é dada pela equação: $y_t = [A_0 C(L)]^{-1} u_t$.

A função resposta ao impulso pode ser derivada a partir da representação média móvel infinita acima. Todavia, é preciso que a matriz A_0 seja identificada, ou seja, é imperativo que se determine A_0 a partir do conhecimento dos seguintes objetos matemáticos: $C(L)$, u_t e Σ .

Consideraremos as restrições usuais adotadas na literatura para a identificação da matriz A_0 . Primeiramente, adota-se a hipótese de que a matriz de variância dos choques estruturais é a matriz identidade. Com base nessa hipótese, podemos obter o seguinte sistema de equações não lineares, o qual pode ser usado para determinar A_0 , $A_0' = I$.

Todavia, $A_0' = I$ não é suficiente para identificar A_0 . Note que temos $\frac{n(n-1)}{2}$ equações mas o número de incógnitas é n^2 , este número é exatamente igual ao número de elementos da matriz A_0 . Conclui-se, pois, que é preciso um conjunto de hipóteses adicionais que permitam com que a matriz A_0 possa ser identificada.

A literatura empírica sobre política monetária sugere várias restrições adicionais para solucionar o problema de identificação. É prática comum adotar-se a hipótese de recursividade. Segundo tal hipótese, choques de política monetária são ortogonais ao conjunto de informação da autoridade monetária.

Considere a seguinte partição das variáveis em y_t em três grupos.

O primeiro grupo, denotado por y_{1t} , se refere a variáveis que fazem parte do conjunto de informação da autoridade monetária e que só respondem a um choque de política monetária com pelo menos um período de defasagem.

O segundo grupo é formado por uma única variável, qual seja, o instrumento operacional de política monetária. Esse instrumento pode ser, por exemplo, a taxa de juros de curto prazo ou o crescimento da oferta monetária. Denotaremos o instrumento de política monetária por y_{pt} .

O terceiro grupo, denotado por y_{2t} , está associado a variáveis que respondem contemporaneamente a um choque de política monetária. Temos, então, os seguintes vetores nessa partição: y_{1t} que é $n_1 \times 1$; y_{pt} que é 1×1 ; e finalmente y_{2t} que é $n_2 \times 1$.

Sob a hipótese de recursividade, a matriz A_0 pode ser escrita como:

$$A_0 = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ a_{21} & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix}$$

Onde: a_{11} é $n_1 \times n_1$; a_{21} é $1 \times n_1$; a_{22} é 1×1 ; a_{31} é $n_2 \times n_1$; a_{32} é $n_2 \times 1$ e a_{33} é $n_2 \times n_2$.

Obviamente, o símbolo 0 denota uma matriz nula de dimensões tais que A_0 tenha dimensões $n \times n$, sendo

Christiano, Eichenbaum e Evans (1999) mostram que sob recursividade, a resposta ao impulso das variáveis consideradas a um choque de política monetária só depende da partição escolhida, sendo invariante a qualquer especificação de A_0 .

A hipótese de recursividade consegue identificar a resposta ao impulso a um particular choque estrutural, qual seja, o choque de política monetária. Entretanto, recursividade não é suficiente para a identificação da matriz A_0 .

Para obter a identificação de A_0 , é preciso supor ainda que essa matriz é triangular inferior com todos os termos da diagonal principal sendo positivos. Neste caso, A_0 pode ser identificada através de uma decomposição de Cholesky. Evidentemente, as respostas ao impulso dependerão da ordem na qual as variáveis aparecem no vetor auto-regressivo a ser estimado. Ou seja, fixada uma ordem, isto é, sabendo-se a sequência segundo a qual as variáveis são empilhadas no vetor auto-regressivo, é possível computar o conjunto de respostas ao impulso associado a choques estruturais.

Usando a decomposição de Cholesky, Christiano, Eichenbaum e Evans (1999) provam que a resposta ao impulso associada ao choque de política monetária é invariante ao ordenamento dos elementos do primeiro grupo, denotado por Y_{1t} , bem como ao ordenamento relativo ao terceiro grupo, denotado por y_{2t} .

Neste trabalho, adotaremos a decomposição de Cholesky de modo que a matriz possa ser identificada.

4 – ESTIMAÇÃO E RESULTADOS

4.1 – Base de Dados

Os dados empregados neste artigo foram obtidos na página do Banco Central do Brasil. Adotamos o índice de produção industrial de setembro de 1994 até junho de 2002. A frequência do Índice de Produção Industrial é mensal. No total, temos 94 observações. Coletamos esta medida de atividade econômica em nível nacional, para o Nordeste e para a região Sul, bem como em nível estadual para os seguintes estados: Ceará, Bahia, Pernambuco, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul. Esses índices foram calculados pelo IBGE. Os índices em estado bruto possuem componentes sazonais.

Dois índices de preços foram usados alternativamente: o IGP-M e o IPCA. O IPCA foi usado, pois se trata do índice de inflação empregado pelo Banco Central na definição de suas metas de inflação. O IGP-M é uma medida mais abrangente de preços. Apesar de não estar associado diretamente à meta do Banco Central, o IGP-M faz parte do conjunto de informação do Banco Central, enquanto base para uma medida mais abrangente de inflação. Desse modo, é lícito empregá-lo no sentido de avaliar qual seria o efeito da política monetária caso a inflação relevante fosse associada a um índice de preços mais abrangente.

A taxa de juros empregada como instrumento de política monetária foi a taxa *overnight* SELIC. O agregado monetário utilizado foi o M1, calculado enquanto média durante o mês.

Todas as variáveis supracitadas foram coletadas no mesmo período que os índices de produção industrial. Logo, a base de dados se encontra toda em frequência mensal, contendo 94 observações. A idéia de se avaliar um período específico não muito longo e caracterizado por razoável estabilidade (o pós-Plano Real) tem por objetivo evitar a possibilidade de quebras estruturais nas séries estudadas.

As séries foram analisadas em termos de existência ou não de raízes unitárias, usando o teste KPSS, como proposto por Fernandes e Toro (2002). O teste KPSS inverte a hipótese nula usual, checando a ausência de raiz unitária. O KPSS possui melhor desempenho em termos de poder do teste e é menos sensível a valores atípicos, sendo seu uso mais adequado para o período pós-Real, conforme Fernandes e Toro (2002). Os resultados encontram-se resumidos na TABELA 5.

Para as séries de inflação, encaixes reais e juros adotou-se a especificação contendo uma constante, bem como uma tendência. A escolha foi feita

a partir da análise comparativa entre a especificação com e sem tendência, com base no melhor ajuste aos dados pelo critério de verossimilhança. Para as séries de índice de produção industrial, seguindo o mesmo critério de avaliar o ajuste aos dados por verossimilhança, considerou-se a especificação com apenas uma constante.

Em geral, todas as séries apresentam evidência de raiz unitária, ainda que marginalmente a 5%, como é o caso da série de juros. A única exceção digna de nota é a série de produção industrial do Nordeste, apresentando evidência de ser estacionária.

4.2 – Estimação do VAR Irrestrito

Os índices de produção industrial regionais e estaduais são integrados num modelo empírico de identificação de choques de política monetária. Esse modelo é composto pelas seguintes variáveis: o índice de produção industrial em nível nacional, um índice de produção industrial regional ou estadual, um índice de preços (o IPCA ou IGP-M), uma taxa de juros de curto prazo (a taxa Selic-Over) e um agregado mone-

Tabela 5 – Testes de raiz unitária

SÉRIES	ESTATÍSTICA	VALOR CRÍTICO(1%)	VALOR CRÍTICO(5%)	VALOR CRÍTICO(10%)
(IGPM)	0,1559	0,216	0,146	0,119
(IPCA)	0,2912	0,216	0,146	0,119
$\frac{M}{P}$ (IGPM)	0,2695	0,216	0,146	0,119
$\frac{M}{P}$ (IPCA)	0,1871	0,216	0,146	0,119
R_t	0,1464	0,216	0,146	0,119
Brasil	0,8044	0,739	0,463	0,347
Nordeste	0,0971	0,739	0,463	0,347
Ceará	0,6756	0,739	0,463	0,347
Bahia	0,5058	0,739	0,463	0,347
Pernambuco	0,5338	0,739	0,463	0,347
Sul	0,9247	0,739	0,463	0,347
Paraná	0,5281	0,739	0,463	0,347
Santa Catarina	0,9931	0,739	0,463	0,347
Rio Grande do Sul	0,7076	0,739	0,463	0,347

Fonte: Elaboração do Autor

tário (M1). Tais variáveis são articuladas num vetor auto-regressivo a ser estimado.

A escolha da ordem segundo a qual as variáveis são empilhadas no vetor de variáveis endógenas (y_t), cuja dinâmica se quer estudar, é relevante quando a decomposição de Cholesky é empregada. A estrutura triangular inferior da matriz A_0 implica que a primeira variável a entrar no vetor y_t não é afetada contemporaneamente por choques associados às variáveis que serão empilhadas a seguir. Todavia, estas últimas são influenciadas contemporaneamente pelos choques associados à primeira variável. Esse padrão continua. Assim a segunda variável influencia a terceira e quarta contemporaneamente, mas não sofre influência dos choques relativos às variáveis ocupando a terceira e a quarta posição no vetor auto-regressivo.

A ordem adotada pode ser sumarizada pelo seguinte vetor:

$$y_t = \begin{pmatrix} \log(y_t^{Bra}) \\ \log(y_t^{ue}) \\ \log(\frac{P_t}{P_{t-1}}) \\ R_t \\ \log(\frac{M_t}{P_t}) \end{pmatrix}$$

O vetor y_t se refere à especificação VAR para as regiões Nordeste e Sul, bem como à especificação VAR para as unidades estaduais consideradas.

Notação: y_t^{Bra} se refere ao índice de produção industrial nacional, y_t^{ue} denota o índice de produção industrial da unidade espacial (região ou estado). Finalmente, os símbolos P_t , R_t e M_t denotam respectivamente o nível de preços, a taxa de juros de curto prazo e o agregado monetário. Na especificação do VAR, a inflação é calculada pela expressão $\log(\frac{P_t}{P_{t-1}})$ e o agregado monetário é definido em termos reais para efeito de estimação.

O ordenamento adotado é padrão na literatura que trabalha apenas com dados agregados. No caso estudado neste artigo, é preciso também ordenar de maneira coerente as variáveis regionais e estaduais. A posição adotada foi a seguinte: unidades espaciais (regiões ou estados) respondem a choques de produção nacionais contemporaneamente, todavia o índice de produção em nível nacional só responde a choques regionais ou estaduais específicos com defasagem. De modo análogo, variáveis estaduais respondem contemporaneamente a choques nacionais e regionais. Todavia, os índices regionais e o nacional só respondem a choques estaduais com alguma defasagem. Adicionalmente, utilizou-se uma variável binária exógena para os dois regimes cambiais vigentes no período pós-Plano Real considerado. Esta variável é um para todos os meses anteriores à flutuação do Real e é zero durante o regime de câmbio flexível a partir de 1999. Usamos também *dummies* de intervenção, em geral associadas aos períodos da crise russa e asiática, de modo que os resíduos estejam o mais próximo possível da hipótese de normalidade, necessária para os testes estatísticos empregados. A defasagem empregada na estimação de cada sistema foi obtida via critério de informação AIC em conjunto com a necessidade de se ter resíduos pouco autocorrelacionados.

Adicionalmente, para cada VAR estimado, os respectivos resíduos foram testados em conjunto para detectar presença de autocorrelação e validar a hipótese de normalidade. A seguir, apresentaremos os resultados básicos para testes de especificação.

Quanto à especificação, apresentaremos estatísticas referentes à normalidade e à autocorrelação dos resíduos. Especificamente, usamos o teste LM Multivariado para detectar autocorrelação de ordem 1 até 12. Reportamos, contudo, somente os resultados referentes à ordem 1 e 4. Todavia para as demais ordens não reportadas, a hipótese de ausência de autocorrelação não pode ser rejeitada. Adicionalmente, a ordem do VAR foi escolhida de modo que os resíduos individuais de cada equação sejam não correlacionados. O teste Jarque-Bera Multivariado foi empregado para testar a hipótese de normalidade para os resíduos.

Tabela 6 – Testes de especificação-resumo (IGP-M)

UNIDADES	NÚMERO DE LAGS NO VAR	TESTE LM ORDEM 1	TESTE LM ORDEM 4	JARQUE-BERA
Brasil	3	0,3966	0,9229	0,1032
Nordeste	2	0,2363	0,1031	0,0585
Ceará	3	0,1194	0,7120	0,0746
Bahia	2	0,1982	0,6591	0,0586
Pernambuco	3	0,2873	0,6626	0,1434
Sul	3	0,2531	0,8764	0,1248
Paraná	3	0,2003	0,8764	0,0745
Santa Catarina	3	0,0594	0,7954	0,0437
Rio Grande do Sul	3	0,7176	0,7813	0,1864

Fonte: Elaboração do Autor

Nota: reporta-se o p-valor das estatísticas

Tabela 7 – Testes de especificação-resumo (IPCA)

UNIDADES	NÚMERO DE LAGS NO VAR	TESTE LM ORDEM 1	TESTE LM ORDEM 4	JARQUE-BERA
Brasil	3	0,1284	0,5261	0,1708
Nordeste	2	0,3682	0,0779	0,0420
Ceará	3	0,1556	0,5152	0,0785
Bahia	2	0,2615	0,7542	0,0727
Pernambuco	3	0,0755	0,6887	0,0461
Sul	3	0,2303	0,4575	0,1390
Paraná	3	0,2905	0,8385	0,0667
Santa Catarina	3	0,0951	0,2309	0,0700
Rio Grande do Sul	3	0,1392	0,1958	0,1374

Fonte: Elaboração do Autor

Nota: reporta-se o p-valor das estatísticas

4.3 – Análise de Cointegração

Há indícios de que as séries a serem modeladas possuem raiz unitária. Desse modo a especificação do VAR em nível não é apropriada e a especificação do modelo somente em primeiras diferenças desconsidera a possível existência de relações de longo prazo entre as variáveis empregadas.

No intuito de identificar as relações de cointegração para a especificar o Modelo de Correção de Erros Vetorial (VECM) mais adequada para cada unidade espacial, realizamos procedimento de testes preconizados por Johansen e descritos em Enders (1995). Como temos que analisar oito sistemas multivariados, decidimos por apresentar apenas os resultados sumarizados da análise na TABELA 8 abaixo. A especificação adotada no Teste de Johansen

incluía apenas uma constante no vetor de cointegração, seguindo Fávero (2001), o qual analisa sistemas semelhantes aos estudados neste ensaio.

Vale lembrar que as estatísticas reportadas se referem a hipótese nula do *rank* do espaço de cointegração ser menor ou igual ao número de equações reportados na primeira coluna.

As relações de cointegração encontradas são levadas em conta na hora de computar as respostas ao impulso. Detalhes sobre a estimação para o Brasil, Nordeste e Sul encontram-se no apêndice.

4.4 – Respostas ao Impulso

O choque de política monetária consiste num impulso igual a um desvio padrão da inovação as-

Tabela 8 – Resultado da Análise de Cointegração-Resumo (IGP-M)

UNIDADES	NÚMERO DE EQS DE COINTEGRAÇÃO	ESTATÍSTICA DO TRAÇO	VALOR CRÍTICO 5%	ESTATÍSTICA DO MAXIMO AUTOVALOR	VALOR CRÍTICO 5%
Brasil	3	0,1635	3,76	0,1635	3,76
Nordeste	3	9,8074	15,41	7,8699	14,07
Ceará	4	0,0907	3,76	0,0907	3,76
Bahia	4	0,3090	3,76	0,3090	3,76
Pernambuco	4	0,1243	3,76	0,1243	3,76
Sul	4	0,0092	3,76	0,0092	3,76
Paraná	4	0,0213	3,76	0,0213	3,76
Santa Catarina	4	0,02869	3,76	0,02869	3,76
Rio Grande do Sul	4	0,0077	3,76	0,0077	3,76

Fonte: Elaboração do Autor

Tabela 9 – Resultado da Análise de Cointegração-Resumo (IPCA)

UNIDADES	NÚMERO DE EQS DE COINTEGRAÇÃO	ESTATÍSTICA DO TRAÇO	VALOR CRÍTICO 5%	ESTATÍSTICA DO MAXIMO AUTOVALOR	VALOR CRÍTICO 5%
Brasil	3	0,2252	3,76	0,2252	3,76
Nordeste	3	10,3216	15,41	10,2551	14,07
Ceará	4	0,0060	3,76	0,0060	3,76
Bahia	4	0,5655	3,76	0,5655	3,76
Pernambuco	4	0,1410	3,76	0,1410	3,76
Sul	4	0,0447	3,76	0,0447	3,76
Paraná	4	0,0178	3,76	0,0178	3,76
Santa Catarina	4	0,03519	3,76	0,03519	3,76
Rio Grande do Sul	4	0,0607	3,76	0,0607	3,76

Fonte: Elaboração do Autor

sociada à equação que define a regra de política monetária. O VECM básico foi estimado usando dois índices de preços distintos: o IGP-M e o IPCA. É importante, ressaltar que uma variável binária exógena foi usada de modo a capturar os dois distintos regimes cambiais da era pós-Real. Além disso, outras *dummies* de intervenção foram usadas para controlar os efeitos das crises russa e asiática e obter normalidade. As restrições de cointegração também foram incorporadas para efeito do estudo da resposta ao impulso a um choque de política monetária.

A seguir, apresentaremos um quadro que resume as respostas ao impulso a um choque de política monetária, associadas a cada unidade regional e estadual.

No que tange às respostas ao impulso, documentamos os períodos nos quais ocorrem os efeitos cumulativos de um choque de política monetária após 36 meses, bem como a intensidade máxima atingida pelo choque e o período no qual esse máximo ocorre. É interessante enfatizar que o impulso sempre acontece no primeiro período e que por definição, dada a ortogonalização via decomposição de Cholesky, as variáveis ordenadas antes do instrumento de política Monetária (taxa Selic-Over) não respondem contemporaneamente a um choque de política monetária.

Para possibilitar a comparação das respostas ao impulso das unidades regionais e estaduais com o agregado nacional, estimou-se um VECM somente com dados agregados, omitindo a presença dos índices de produção regional e estadual. Os resulta-

Tabela 10 – Resposta ao Impulso- Resumo (IGP-M)

UNIDADES	RESPOSTA ACUMULADA (36 MESES) em (%)	RESPOSTA MÁXIMA(%)	PERÍODO ONDE OCORRE RESP. MÁXIMA
Brasil	-5,9341	-0,4152	6
Nordeste	-1,2913	-0,6627	3
Ceará	-3,2752	-0,5282	3
Bahia	-3,2029	-0,9202	3
Pernambuco	-7,1127	-0,5871	6
Sul	-11,5823	-0,7946	7
Paraná	-11,846	-0,7659	11
Santa Catarina	-9,8866	-0,7902	6
Rio Grande do Sul	-14,2556	-1,0832	4

Fonte: Elaboração do Autor

Tabela 11 – Resposta ao Impulso –Resumo (IPCA)

UNIDADES	RESPOSTA ACUMULADA (36 MESES) em (%)	RESPOSTA MÁXIMA(%)	PERÍODO ONDE OCORRE RESP. MÁXIMA
Brasil	-5,8784	-0,5112	5
Nordeste	-1,8213	-0,3382	5
Ceará	-3,896	-0,5549	7
Bahia	-6,3689	-0,5680	5
Pernambuco	-5,7008	-0,5202	6
Sul	-12,0167	-0,9329	7
Paraná	-10,1924	-0,9422	7
Santa Catarina	-14,5406	-0,9308	7
Rio Grande do Sul	-8,9763	-1,119	3

Fonte: Elaboração do Autor

dos deste exercício são apresentados na coluna denominada “Brasil”.

O efeito do choque tende a persistir mais para os estados da região Sul do que para os do Nordeste. O efeito acumulado do choque é mais forte para os estados do Sul, com queda de cerca de 12% na atividade econômica após 36 meses. Em contrapartida, os estados do Nordeste experimentam o efeito cumulativo de queda de atividade de cerca de 2% após 36 meses. O Sul reage mais fortemente e o efeito máximo novamente se verifica mais tardiamente quando comparado ao caso da região Nordeste. Note que o choque ocorre no primeiro mês, e, por construção, não afeta contemporaneamente o índice de produção industrial.

Da análise das TABELAS 10 e 11, podemos concluir que o impacto do choque de política monetária é mais intenso no Sul que no Nordeste. Além disso, a resposta do Sul é sempre mais tardia e o efeito do choque demora mais a passar no Sul relativamente ao Nordeste.

No âmbito estadual, Pernambuco é o estado que reage mais fortemente ao choque no Nordeste. Todavia, o efeito do choque é mais passageiro para a região Nordeste como um todo. Em relação ao IPCA, a Bahia também reage com bastante força ao choque.

No Sul, dependendo do índice de preço usado, temos Santa Catarina ou o Rio Grande do Sul enquanto unidades estaduais que respondem mais

persistentemente a um choque de política monetária. Contudo, o Rio Grande do Sul apresenta a reação mais intensa ao choque em termos de resposta máxima.

Em geral, o efeito do choque para os estados do Nordeste tende a ser passageiro enquanto que para os estados do Sul, esse efeito persiste por mais períodos.

4.5 – Interpretação dos Resultados

Os resultados apresentados podem ser compreendidos à luz do trabalho de Vasconcelos e Fonseca (2002). Os autores, seguindo Carlino e Defina (1998), analisam o impacto do choque de política monetária de acordo com dois mecanismos básicos: o mecanismo de crédito e o mecanismo de taxa de juros.

Segundo o mecanismo de taxa de juros, os estados, onde há maior concentração industrial e onde os setores de bens de capital e bens de consumo duráveis são importantes, devem apresentar uma resposta mais forte ao choque de política monetária.

De acordo com o mecanismo de crédito, os estados onde a concentração bancária é mais forte e onde o volume de empréstimos é mais expressivo devem apresentar uma reação mais intensa ao choque. Todavia, estados caracterizados pela predominância de pequenas empresas devem responder mais intensamente ao choque.

Segundo Vasconcelos e Fonseca (2002), o Sul deveria responder mais intensamente ao choque que o Nordeste pelo canal de taxa de juros. Todavia, o canal de crédito aponta para resultados potencialmente contraditórios, já que as operações bancárias são mais expressivas no Sul relativamente ao Nordeste, mas por outro lado o Nordeste apresenta um maior número de empresas de pequeno porte.

Segundo os resultados desse trabalho, o canal de taxa de juros e o efeito da maior concentração bancária parecem ser mais importantes que o

efeito ocasionado pelo grande número de pequenas empresas, uma vez que a resposta ao choque é mais intensa no Sul do que no Nordeste. Adicionalmente, a reação bastante forte de Pernambuco e da Bahia ao choque pode ser explicada de modo análogo, de vez que estes estados apresentam uma composição industrial na qual os setores de bens de consumo duráveis e bens de capital são relativamente mais importantes quando comparados com outros estados da região Nordeste.

Vasconcelos e Fonseca (2002) não realizam um estudo econométrico para detectar quais dos canais (taxa de juros ou crédito) é o mecanismo mais relevante de propagação do choque. As evidências são provenientes de tabelas que descrevem a estrutura bancária e de produção na indústria de transformação para um número limitado de anos. Apesar disso, o esforço é válido e possibilita uma interpretação razoável dos resultados quantitativos obtidos neste artigo. Estes resultados também fornecem evidência contrária à conjectura proposta em Vasconcelos e Fonseca (2002), a qual afirma que o efeito do grande número de pequenas empresas no Nordeste, bem como a privatização dos bancos estaduais poderiam fazer com que o efeito do choque de política monetária fosse maior no Nordeste que no Sul.

5 – CONCLUSÃO

O presente trabalho procurou caracterizar o impacto de um choque de política monetária nas regiões Nordeste e Sul, usando vetores auto-regressivos. Documentou-se assimetrias em termos de intensidade e persistência das respostas das unidades regionais e estaduais ao choque. O Sul tende a reagir mais fortemente ao choque, o qual tem efeitos bastante persistentes nesta região. Todavia, o efeito no Nordeste não é de modo algum desprezível. Por exemplo, Pernambuco e Bahia reagem fortemente ao choque de política monetária.

O presente artigo documenta a assimetria do efeito do choque e mensura o impacto regional e estadual do mesmo. Contudo, não procura avaliar economicamente as razões de tal assimetria. Vasconcelos e Fonseca (2002) representam um primeiro

passo no sentido de explicar a natureza desta assimetria. Entretanto, o estudo de Vasconcelos e Fonseca (2002), apesar de fornecer intuição para os fatores determinantes da assimetria, não está baseado numa metodologia econométrica ou estatística sólida, o que não permite que as conclusões desses autores sejam encaradas como algo mais que conjecturas bem fundamentadas. O próximo passo nessa linha de pesquisa seria o de articular num único arcabouço os diversos canais responsáveis por um maior ou menor efeito do choque e avaliar quantitativamente qual o canal de transmissão preponderante, de modo a que se possa entender a anatomia da assimetria ocasionada por choques de política monetária.

Abstract

This paper attempts to document the impact of Brazilian Monetary Policy after the Real Plan on the Northeastern and South regions, based upon Vector Autoregressive (VAR) estimation. The goal is to evaluate quantitatively the asymmetric effects of Monetary Policy Shocks on Industrial Production Index associated with these regions. The findings are as follows. First, at the aggregate regional level, Impulse Responses to a Monetary Policy Shock associated with the Northeastern and South regions are very asymmetric. The South tends to respond more strongly to the shock than the Northeastern does. In addition, at state level, the impact of Monetary Policy is also very asymmetric. The states from the South tend to respond more strongly to the shock. By contrast, the effect of the shock is more persistent in two important northeastern states, named Bahia and Pernambuco, compared to the effect in the Northeastern as a whole.

Key words:

Monetary Policy, Regional Economy and Vector Autoregressive.

REFERÊNCIAS

INELLA, André. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): A VAR Estimation.

Trabalhos para discussão. Brasília: Banco Central do Brasil, 2001.

CARLINO, Gerald A. & DEFINA, Robert. The Differential Regional Effects of Monetary Policy. **The Review of economics and statistics**, v.80, n.4, Cambridge, p. 572-587, 1998.

_____. The Differential Effects of Monetary Policy: Evidence from US States and Regions. **Journal of Regional Science**, v.39, n.2, Irvine, p. 339-358, 1999.

CHRISTIANO, Lawrence; EICHENBAUM, Martin e EVANS, Charles. Monetary policy shocks: what have we learned and to what end? In: TAYLOR, John e WOODFORD, Michael (Eds.). **Handbook of macroeconomics**. Amsterdam: North Holland, 1999. p. 65-148, v. 1A.

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

FAVERO, Carlo A. **Applied macroeconometrics**. Oxford: Oxford University Press, 2001.

FERNANDES, Marcelo e TORO, Juan. O Mecanismo monetário de transmissão na economia brasileira pós-plano real. **Ensaio Econômico da EPGE 448**, Rio de Janeiro, 2002.

SIMS, Christopher; STOCK, James e WATSON, Mark. Inference in linear time series models with some Unit Roots. **Econometrica**, v.58, n.1, Evanston, p. 113-144, 1990.

VASCONCELOS, Marcos e FONSECA, Marcos. Política monetária no Brasil: mecanismos de transmissão e impactos diferenciados nas regiões e estados da federação. In: **ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA DA REGIÃO NORDESTE**, 7, *Anais*, Fortaleza, 2002. (www.beb.gov.br).

APÊNDICE

O presente apêndice apresenta os resultados das estimações dos vetores auto-regressivos irrestritos, bem como da formulação VECM para as regiões Nordeste e Sul e também em nível nacional.

Cabe esclarecer a notação e o modo como as tabelas a seguir foram construídas. As tabelas referentes a VAR Irrestritos apresentam em suas colunas a equação de cada uma das regressões que constituem o Sistema VAR. Usamos a notação (t-k) para denotar a k-ésima defasagem da variável em questão.

As variáveis Brasil, Sul e Nordeste se referem o logaritmo dos índices de produção industrial para essas unidades.

A *dummy* CFIX controla o período de regime cambial fixo. Um conjunto de *dummies*, denotadas por D-ano-mês, se refere a intervenções incluídas para se obter normalidade, controlando para possíveis “outliers”. Vale notar que essas *dummies* correspondem, em geral, a períodos associados à crise Russa ou Asiática.

Para a especificação do VECM, trabalhamos com variáveis em primeiras diferenças, denotadas por(D). Novamente, cada coluna se refere a uma equação e em cada equação temos os termos referentes às relações de cointegração, denotadas por Eq1, Eq2, Eq3 e Eq4.

Brasil
VAR Irrestrito – Brasil(IGP-M)
Amostra: 1995:01 2002:06

Continua

	Brasil	Inflação	Juros	Encaixes
Brasil(t-1)	0.394503	-0.047111	-0.303791	-0.193743
Desv. Padrão	(0.11004)	(0.03374)	(0.85142)	(0.13204)
Estat. T	[3.58525]	[-1.39632]	[-0.35680]	[-1.46728]
Brasil(t-2)	0.321787	0.041235	0.614959	-0.022266
Desv. Padrão	(0.11763)	(0.03607)	(0.91019)	(0.14116)
Estat. T	[2.73557]	[1.14324]	[0.67563]	[-0.15774]
Brasil(t-3)	0.083106	0.005711	1.551311	0.201516
Desv. Padrão	(0.11591)	(0.03554)	(0.89690)	(0.13910)
Estat. T	[0.71697]	[0.16069]	[1.72963]	[1.44876]
Inflação(t-1)	-0.567959	0.373563	2.854816	-0.215021
Desv. Padrão	(0.44431)	(0.13623)	(3.43793)	(0.53317)
Estat. T	[-1.27830]	[2.74205]	[0.83039]	[-0.40329]
Inflação(t-2)	0.683318	-0.014595	-3.218684	-0.665713
Desv. Padrão	(0.38182)	(0.11707)	(2.95439)	(0.45818)
Estat. T	[1.78965]	[-0.12467]	[-1.08946]	[-1.45295]
Inflação(t-3)	0.206308	-0.270601	-2.356317	0.128217
Desv. Padrão	(0.34812)	(0.10674)	(2.69365)	(0.41774)
Estat. T	[0.59264]	[-2.53511]	[-0.87477]	[0.30693]
Juros(t-1)	-0.019183	0.000780	0.725873	-0.021088
Desv. Padrão	(0.00882)	(0.00270)	(0.06825)	(0.01058)
Estat. T	[-2.17476]	[0.28825]	[10.6350]	[-1.99229]
Juros(t-2)	-0.000175	-0.004074	0.098736	-0.002984
Desv. Padrão	(0.01054)	(0.00323)	(0.08157)	(0.01265)
Estat. T	[-0.01661]	[-1.26024]	[1.21038]	[-0.23590]
Juros(t-3)	0.003905	0.004850	0.028029	0.011677
Desv. Padrão	(0.00849)	(0.00260)	(0.06572)	(0.01019)
Estat. T	[0.45979]	[1.86235]	[0.42649]	[1.14570]
Encaixes (t-1)	0.041888	0.019179	-0.324889	0.956824
Desv. Padrão	(0.04005)	(0.01228)	(0.30989)	(0.04806)
Estat. T	[1.04592]	[1.56182]	[-1.04841]	[19.9096]
Encaixes (t-2)	0.014349	-0.020221	-0.344571	-0.147045
Desv. Padrão	(0.05539)	(0.01698)	(0.42856)	(0.06646)
Estat. T	[0.25908]	[-1.19072]	[-0.80402]	[-2.21244]
Encaixes (t-3)	-0.056085	-0.010032	0.188438	0.148527
Desv. Padrão	(0.04416)	(0.01354)	(0.34170)	(0.05299)
Estat. T	[-1.27002]	[-0.74088]	[0.55146]	[2.80277]

Brasil
VAR Irrestrito – Brasil(IGP-M)
Amostra: 1995:01 2002:06

Conclusão

	Brasil	Inflação	Juros	Encaixes
Constante	0.986681	0.147456	-2.654572	0.612087
Desv. Padrão	(0.39793)	(0.12201)	(3.07906)	(0.47751)
Estat. T	[2.47954]	[1.20852]	[-0.86214]	[1.28182]
D972	-0.006697	-0.009265	-0.125519	0.200843
Desv. Padrão	(0.02184)	(0.00670)	(0.16900)	(0.02621)
Estat. T	[-0.30663]	[-1.38352]	[-0.74272]	[7.66306]
D9711	-0.035078	0.002101	1.399919	-0.006306
Desv. Padrão	(0.02040)	(0.00626)	(0.15786)	(0.02448)
Estat. T	[-1.71943]	[0.33579]	[8.86826]	[-0.25760]
D989	-0.035154	0.004048	1.164160	-0.023688
Desv. Padrão	(0.02223)	(0.00682)	(0.17204)	(0.02668)
Estat. T	[-1.58107]	[0.59381]	[6.76672]	[-0.88781]
D9810	-0.013035	-0.004021	0.757884	0.005338
Desv. Padrão	(0.02241)	(0.00687)	(0.17338)	(0.02689)
Estat. T	[-0.58176]	[-0.58529]	[4.37128]	[0.19852]
D993	0.028032	0.005111	1.188742	-0.044112
Desv. Padrão	(0.02449)	(0.00751)	(0.18951)	(0.02939)
Estat. T	[1.14454]	[0.68062]	[6.27262]	[-1.50091]
D953	0.020647	-0.002323	0.955422	-0.067746
Desv. Padrão	(0.02271)	(0.00696)	(0.17570)	(0.02725)
Estat. T	[0.90929]	[-0.33362]	[5.43786]	[-2.48626]
CFIX	-0.001840	-0.007901	-0.021096	-0.001809
Desv. Padrão	(0.00817)	(0.00251)	(0.06323)	(0.00981)
Estat. T	[-0.22518]	[-3.15339]	[-0.33367]	[-0.18451]
R ²	0.879660	0.515904	0.973221	0.993735
R ² Ajustado	0.840146	0.356947	0.964427	0.991678
Estat. F	22.26167	3.245556	110.6787	483.0848
Log likelihood	238.9655	345.3579	54.81586	222.5567
Akaike AIC	-4.799234	-7.163510	-0.707019	-4.434593
Schwarz SC	-4.160394	-6.524670	-0.068179	-3.795753

VECM - Brasil(IGP-M)
Amostra: 1995:02 2002:06

Eq de Cointeg:	Eq1	Eq2	Eq3
Brasil(t-1)	1.000000	0.000000	0.000000
Inflação(t-1)	0.000000	1.000000	0.000000
Juros(t-1)	0.000000	0.000000	1.000000
Encaixes(t-1)	-0.117926	0.014983	1.521252
Desv. Padrão	(0.03642)	(0.00414)	(0.43800)
Estat. T	[-3.23811]	[3.62228]	[3.47316]

Correção de Erro:	Brasil	Inflação	Juros	Encaixes
Eq1	-0.230028	0.000191	2.196019	0.068718
Desv. Padrão	(0.07621)	(0.02366)	(0.57390)	(0.09015)
Estat. T	[-3.01843]	[0.00808]	[3.82648]	[0.76225]
Eq2	0.169601	-1.009183	-3.817312	-0.128421
Desv. Padrão	(0.62415)	(0.19376)	(4.70031)	(0.73835)
Estat. T	[0.27173]	[-5.20829]	[-0.81214]	[-0.17393]
Eq3	-0.019695	0.000784	-0.138744	-0.006445
Desv. Padrão	(0.00507)	(0.00157)	(0.03819)	(0.00600)
Estat. T	[-3.88394]	[0.49818]	[-3.63329]	[-1.07440]
DBrasil(t-1)	-0.475753	-0.051304	-2.255707	-0.165735
Desv. Padrão	(0.12480)	(0.03874)	(0.93983)	(0.14763)
Estat. T	[-3.81215]	[-1.32420]	[-2.40012]	[-1.12260]
DBrasil(t-2)	-0.135963	-0.024110	-2.464867	-0.244631
Desv. Padrão	(0.13113)	(0.04071)	(0.98752)	(0.15513)
Estat. T	[-1.03684]	[-0.59226]	[-2.49602]	[-1.57699]
DBrasil(t-3)	-0.022782	-0.054322	-2.122050	0.021482
Desv. Padrão	(0.11593)	(0.03599)	(0.87304)	(0.13714)
Estat. T	[-0.19652]	[-1.50937]	[-2.43065]	[0.15664]
DInflação(t-1)	-0.741784	0.364212	5.357000	-0.306047
Desv. Padrão	(0.51253)	(0.15911)	(3.85977)	(0.60632)
Estat. T	[-1.44729]	[2.28900]	[1.38791]	[-0.50476]
DInflação(t-2)	-0.018897	0.323345	1.238817	-0.476663
Desv. Padrão	(0.43967)	(0.13649)	(3.31103)	(0.52012)
Estat. T	[-0.04298]	[2.36894]	[0.37415]	[-0.91645]
DInflação(t-3)	0.204774	0.127957	2.415382	-0.484059
Desv. Padrão	(0.38135)	(0.11839)	(2.87184)	(0.45113)
Estat. T	[0.53697]	[1.08083]	[0.84106]	[-1.07300]
DJuros(t-1)	-0.003949	-0.000296	-0.121940	-0.016641
Desv. Padrão	(0.00898)	(0.00279)	(0.06765)	(0.01063)
Estat. T	[-0.43964]	[-0.10620]	[-1.80260]	[-1.56601]
DJuros(t-2)	-0.007549	-0.005469	-0.040815	-0.012293
Desv. Padrão	(0.00832)	(0.00258)	(0.06268)	(0.00985)
Estat. T	[-0.90693]	[-2.11644]	[-0.65116]	[-1.24848]
DJuros(t-3)	0.001223	0.000212	-0.104810	-0.018386
Desv. Padrão	(0.00831)	(0.00258)	(0.06255)	(0.00983)
Estat. T	[0.14720]	[0.08227]	[-1.67558]	[-1.87112]

				Conclusão
Correção de Erro:	Brasil	Inflação	Juros	Encaixes
DEncaixes(t-1)	0.012439	0.027791	0.234356	0.031556
Desv. Padrão	(0.04040)	(0.01254)	(0.30428)	(0.04780)
Estat. T	[0.30786]	[2.21561]	[0.77021]	[0.66020]
DEncaixes(t-2)	0.054222	0.010661	-0.067036	-0.127690
Desv. Padrão	(0.04408)	(0.01368)	(0.33193)	(0.05214)
Estat. T	[1.23016]	[0.77912]	[-0.20196]	[-2.44889]
DEncaixes(t-3)	-0.058206	-0.000883	0.424453	-0.040156
Desv. Padrão	(0.04599)	(0.01428)	(0.34631)	(0.05440)
Estat. T	[-1.26571]	[-0.06184]	[1.22563]	[-0.73815]
Constante	0.000880	0.004874	-0.058787	-0.014582
Desv. Padrão	(0.00437)	(0.00136)	(0.03293)	(0.00517)
Estat. T	[0.20124]	[3.59040]	[-1.78508]	[-2.81876]
D972	-0.011530	-0.009019	-0.071262	0.200808
Desv. Padrão	(0.02190)	(0.00680)	(0.16494)	(0.02591)
Estat. T	[-0.52643]	[-1.32641]	[-0.43205]	[7.75042]
D9711	-0.034934	0.002973	1.452032	-0.007054
Desv. Padrão	(0.02025)	(0.00629)	(0.15253)	(0.02396)
Estat. T	[-1.72474]	[0.47277]	[9.51963]	[-0.29440]
D989	-0.037967	0.002816	1.126538	-0.024173
Desv. Padrão	(0.02185)	(0.00678)	(0.16452)	(0.02584)
Estat. T	[-1.73784]	[0.41526]	[6.84725]	[-0.93532]
D9810	-0.015096	-0.004095	0.780809	0.013369
Desv. Padrão	(0.02244)	(0.00697)	(0.16902)	(0.02655)
Estat. T	[-0.67259]	[-0.58774]	[4.61960]	[0.50352]
D993	0.031390	0.003664	1.122503	-0.022068
Desv. Padrão	(0.02646)	(0.00821)	(0.19923)	(0.03130)
Estat. T	[1.18655]	[0.44615]	[5.63427]	[-0.70515]
D953	0.038539	0.003511	1.008889	-0.076102
Desv. Padrão	(0.02565)	(0.00796)	(0.19314)	(0.03034)
Estat. T	[1.50273]	[0.44100]	[5.22372]	[-2.50837]
CFIX	-0.000447	-0.008749	-0.047002	0.007353
Desv. Padrão	(0.00681)	(0.00212)	(0.05132)	(0.00806)
Estat. T	[-0.06556]	[-4.13609]	[-0.91596]	[0.91213]
R ²	0.494162	0.577882	0.839280	0.872426
R ² Ajustado	0.293432	0.410375	0.775503	0.821801
Estat. F	2.461829	3.449895	13.15947	17.23325
Log likelihood	239.4488	343.5562	59.75836	224.4939
Akaike AIC	-4.796602	-7.136094	-0.758615	-4.460536
Schwarz SC	-4.069585	-6.409077	-0.031597	-3.733519

VAR Irrestrito – Brasil(IPCA)

Amostra: 1995:01 2002:06

Continua

	Brasil	Inflação	Juros	Encaixes
Brasil(t-1)	0.380509	-0.004790	-0.401066	-0.154061
Desv. Padrão	(0.11319)	(0.01902)	(0.94950)	(0.11437)
Estat. T	[3.36163]	[-0.25188]	[-0.42240]	[-1.34699]
Brasil(t-2)	0.324519	0.013390	0.936260	0.088553
Desv. Padrão	(0.11781)	(0.01980)	(0.98827)	(0.11904)
Estat. T	[2.75453]	[0.67643]	[0.94738]	[0.74387]
Brasil(t-3)	0.018375	0.019037	1.307392	0.173676
Desv. Padrão	(0.11821)	(0.01986)	(0.99163)	(0.11945)
Estat. T	[0.15544]	[0.95843]	[1.31842]	[1.45398]
Inflação(t-1)	0.095867	0.615928	11.38307	-1.431028
Desv. Padrão	(0.76982)	(0.12935)	(6.45760)	(0.77786)
Estat. T	[0.12453]	[4.76186]	[1.76274]	[-1.83969]
Inflação(t-2)	-0.270364	-0.244603	-4.249037	0.491810
Desv. Padrão	(0.85492)	(0.14364)	(7.17140)	(0.86384)
Estat. T	[-0.31625]	[-1.70285]	[-0.59250]	[0.56933]
Inflação(t-3)	1.508334	-0.009991	-5.199667	-0.819990
Desv. Padrão	(0.72479)	(0.12178)	(6.07982)	(0.73236)
Estat. T	[2.08107]	[-0.08204]	[-0.85523]	[-1.11966]
Juros(t-1)	-0.021637	0.000885	0.816956	-0.018501
Desv. Padrão	(0.00793)	(0.00133)	(0.06654)	(0.00802)
Estat. T	[-2.72764]	[0.66400]	[12.2772]	[-2.30812]
Juros(t-2)	0.006081	0.001143	-0.023980	-0.007421
Desv. Padrão	(0.01022)	(0.00172)	(0.08572)	(0.01033)
Estat. T	[0.59509]	[0.66587]	[-0.27976]	[-0.71878]
Juros(t-3)	-0.002621	3.42E-05	0.065651	0.023585
Desv. Padrão	(0.00860)	(0.00144)	(0.07214)	(0.00869)
Estat. T	[-0.30474]	[0.02368]	[0.91004]	[2.71413]
Encaixes(t-1)	0.057271	0.003502	-0.180943	0.984389
Desv. Padrão	(0.04047)	(0.00680)	(0.33951)	(0.04090)
Estat. T	[1.41505]	[0.51501]	[-0.53296]	[24.0707]
Encaixes(t-2)	-0.009131	-0.015610	-0.240011	-0.120358
Desv. Padrão	(0.05361)	(0.00901)	(0.44974)	(0.05417)
Estat. T	[-0.17031]	[-1.73282]	[-0.53367]	[-2.22170]
Encaixes(t-3)	-0.021944	0.000454	0.132785	0.092347
Desv. Padrão	(0.04307)	(0.00724)	(0.36131)	(0.04352)
Estat. T	[-0.50946]	[0.06278]	[0.36751]	[2.12184]

VAR Irrestrito – Brasil(IPCA)

Amostra: 1995:01 2002:06

Conclusão

	Brasil	Inflação	Juros	Encaixes
Constante	1.078190	-0.009955	-5.698040	-0.067503
Desv. Padrão	(0.36237)	(0.06088)	(3.03968)	(0.36615)
Estat. T	[2.97542]	[-0.16350]	[-1.87455]	[-0.18436]
D972	-7.34E-05	-0.005746	-0.157660	0.207074
Desv. Padrão	(0.02253)	(0.00379)	(0.18900)	(0.02277)
Estat. T	[-0.00326]	[-1.51781]	[-0.83416]	[9.09540]
D9711	-0.035255	0.000296	1.401317	-0.020975
Desv. Padrão	(0.02233)	(0.00375)	(0.18735)	(0.02257)
Estat. T	[-1.57851]	[0.07875]	[7.47962]	[-0.92940]
D989	-0.037189	0.002619	1.167367	-0.021699
Desv. Padrão	(0.02286)	(0.00384)	(0.19179)	(0.02310)
Estat. T	[-1.62659]	[0.68166]	[6.08682]	[-0.93929]
D993	0.013091	0.001862	1.177482	-0.025219
Desv. Padrão	(0.02191)	(0.00368)	(0.18376)	(0.02213)
Estat. T	[0.59759]	[0.50581]	[6.40783]	[-1.13934]
D953	0.020625	0.003166	1.083847	-0.069799
Desv. Padrão	(0.02352)	(0.00395)	(0.19728)	(0.02376)
Estat. T	[0.87699]	[0.80111]	[5.49403]	[-2.93723]
CFIX	0.004920	-0.005055	0.028432	-0.010596
Desv. Padrão	(0.00931)	(0.00156)	(0.07810)	(0.00941)
Estat. T	[0.52848]	[-3.23154]	[0.36406]	[-1.12631]
R ²	0.881992	0.766512	0.969137	0.996918
R ² Ajustado	0.835896	0.675306	0.957081	0.995714
Estat. F	19.13353	8.404182	80.38777	828.0269
Log likelihood	239.8462	400.3765	48.42940	238.9111
Akaike AIC	-4.752138	-8.319477	-0.498431	-4.731357
Schwarz SC	-4.029971	-7.597309	0.223736	-4.009190

VECM – Brasil(IPCA)

Amostra: 1995:02 2002:06

Eq. de Cointeg:	Eq1	Eq2	Eq3
Brasil(t-1)	1.000000	0.000000	0.000000
Inflação(t-1)	0.000000	1.000000	0.000000
Juros(t-1)	0.000000	0.000000	1.000000
Encaixes(t-1)	-0.081613	0.016687	1.099961
Desv. Padrão	(0.03601)	(0.00428)	(0.48408)
Estat. T	[-2.26644]	[3.90132]	[2.27229]
Constante	-3.948195	-0.177480	-13.25332

Correção de Erro:	DBrasil	DInflação	DJuros	DEncaixes
Eq1	-0.305143	0.032200	2.220021	0.187194
Desv. Padrão	(0.09455)	(0.01607)	(0.78750)	(0.09184)
Estat. T	[-3.22723]	[2.00352]	[2.81908]	[2.03816]
Eq2	1.059113	-0.690807	0.663736	-1.879315
Desv. Padrão	(0.92070)	(0.15650)	(7.66820)	(0.89433)
Estat. T	[1.15034]	[-4.41417]	[0.08656]	[-2.10137]
Eq3	-0.023504	0.002091	-0.127633	0.005620
Desv. Padrão	(0.00637)	(0.00108)	(0.05304)	(0.00619)
Estat. T	[-3.69106]	[1.93201]	[-2.40656]	[0.90861]
DBrasil(t-1)	-0.402486	-0.044473	-2.607901	-0.204784
Desv. Padrão	(0.12872)	(0.02188)	(1.07207)	(0.12503)
Estat. T	[-3.12684]	[-2.03262]	[-2.43259]	[-1.63784]
DBrasil(t-2)	-0.066525	-0.040706	-2.461730	-0.145543
Desv. Padrão	(0.13611)	(0.02314)	(1.13362)	(0.13221)
Estat. T	[-0.48876]	[-1.75945]	[-2.17157]	[-1.10084]
DBrasil(t-3)	-0.035619	-0.024628	-1.940855	0.043442
Desv. Padrão	(0.11852)	(0.02015)	(0.98710)	(0.11512)
Estat. T	[-0.30054]	[-1.22250]	[-1.96622]	[0.37735]
DInflação(t-1)	-0.776810	0.327617	10.56532	0.259418
Desv. Padrão	(0.88534)	(0.15049)	(7.37376)	(0.85999)
Estat. T	[-0.87741]	[2.17703]	[1.43283]	[0.30165]
DInflação(t-2)	-1.276369	-0.000685	2.309251	0.936743
Desv. Padrão	(0.77474)	(0.13169)	(6.45254)	(0.75255)
Estat. T	[-1.64749]	[-0.00520]	[0.35788]	[1.24476]
DInflação(t-3)	0.499272	0.042254	-1.859266	0.451392
Desv. Padrão	(0.78027)	(0.13263)	(6.49864)	(0.75792)
Estat. T	[0.63987]	[0.31859]	[-0.28610]	[0.59556]
DJuros(t-1)	-0.002074	-0.001880	-0.056344	-0.024217
Desv. Padrão	(0.00901)	(0.00153)	(0.07503)	(0.00875)
Estat. T	[-0.23018]	[-1.22742]	[-0.75092]	[-2.76734]
DJuros(t-2)	0.000743	-0.000653	-0.079228	-0.023949
Desv. Padrão	(0.00854)	(0.00145)	(0.07110)	(0.00829)
Estat. T	[0.08702]	[-0.45013]	[-1.11439]	[-2.88825]
DJuros(t-3)	0.004820	-0.002316	-0.105250	-0.017705
Desv. Padrão	(0.00871)	(0.00148)	(0.07258)	(0.00847)
Estat. T	[0.55303]	[-1.56370]	[-1.45008]	[-2.09150]

Correção de Erro:	DBrasil	DInflação	DJuros	DEncaixes
DEncaixes(t-1)	-0.001592	0.012365	0.151362	0.057051
Desv. Padrão	(0.04185)	(0.00711)	(0.34857)	(0.04065)
Estat. T	[-0.03803]	[1.73813]	[0.43424]	[1.40339]
DEncaixes(t-2)	0.022568	0.001938	0.014731	-0.083744
Desv. Padrão	(0.04282)	(0.00728)	(0.35660)	(0.04159)
Estat. T	[0.52709]	[0.26634]	[0.04131]	[-2.01359]
DEncaixes(t-3)	-0.042750	1.90E-05	0.447659	0.002009
Desv. Padrão	(0.04701)	(0.00799)	(0.39154)	(0.04566)
Estat. T	[-0.90936]	[0.00238]	[1.14332]	[0.04400]
Constante	-0.001653	0.002728	-0.105075	-0.015158
Desv. Padrão	(0.00522)	(0.00089)	(0.04347)	(0.00507)
Estat. T	[-0.31679]	[3.07502]	[-2.41719]	[-2.98979]
D972	-0.007577	-0.006218	-0.129452	0.208345
Desv. Padrão	(0.02250)	(0.00382)	(0.18739)	(0.02186)
Estat. T	[-0.33674]	[-1.62588]	[-0.69081]	[9.53303]
D9711	-0.035347	0.000821	1.457993	-0.025450
Desv. Padrão	(0.02259)	(0.00384)	(0.18811)	(0.02194)
Estat. T	[-1.56495]	[0.21373]	[7.75056]	[-1.16002]
D989	-0.038854	0.001480	1.094985	-0.015945
Desv. Padrão	(0.02264)	(0.00385)	(0.18859)	(0.02199)
Estat. T	[-1.71593]	[0.38445]	[5.80627]	[-0.72494]
D993	0.013953	0.001228	1.112600	-0.024621
Desv. Padrão	(0.02294)	(0.00390)	(0.19104)	(0.02228)
Estat. T	[0.60829]	[0.31506]	[5.82382]	[-1.10500]
D953	0.040967	0.004390	1.051688	-0.080203
Desv. Padrão	(0.02650)	(0.00450)	(0.22071)	(0.02574)
Estat. T	[1.54590]	[0.97462]	[4.76497]	[-3.11572]
CFIX	0.003792	-0.005018	0.011945	-0.009867
Desv. Padrão	(0.00742)	(0.00126)	(0.06179)	(0.00721)
Estat. T	[0.51112]	[-3.97979]	[0.19333]	[-1.36930]
R ²	0.506193	0.599217	0.808093	0.914998
R ² Ajustado	0.275750	0.412186	0.718536	0.875331
Estat. F	2.196605	3.203825	9.023237	23.06667
Log likelihood	240.5200	398.2362	51.86621	243.1063
Akaike AIC	-4.753259	-8.297443	-0.513847	-4.811377
Schwarz SC	-3.942355	-7.486539	0.297057	-4.000473

Região Sul

VAR Irrestrito – Sul(IGP-M) Amostra: 1995:01 2002:06

Continua

	Brasil	Sul	Inflação	Juros	Encaixes
Brasil(t-1)	0.386283	0.163955	-0.049152	0.837370	-0.300930
Desv. Padrão	(0.10679)	(0.27598)	(0.03348)	(1.05506)	(0.12770)
Estat. T	[3.61736]	[0.59408]	[-1.46802]	[0.79367]	[-2.35651]
Brasil(t-2)	0.380741	-0.031268	0.044030	1.752677	-0.104658
Desv. Padrão	(0.11067)	(0.28601)	(0.03470)	(1.09340)	(0.13234)
Estat. T	[3.44044]	[-0.10932]	[1.26893]	[1.60296]	[-0.79081]
Brasil(t-3)	0.055955	0.261907	-0.009412	-0.065980	0.238296
Desv. Padrão	(0.11221)	(0.28999)	(0.03518)	(1.10863)	(0.13419)
Estat. T	[0.49868]	[0.90314]	[-0.26753]	[-0.05952]	[1.77588]
Sul(t-1)	0.071812	0.354307	-0.000903	-1.728320	0.095160
Desv. Padrão	(0.03873)	(0.10009)	(0.01214)	(0.38262)	(0.04631)
Estat. T	[1.85437]	[3.54005]	[-0.07441]	[-4.51710]	[2.05480]
Sul(t-2)	-0.112561	0.076010	0.004736	0.699292	0.078916
Desv. Padrão	(0.04818)	(0.12451)	(0.01511)	(0.47599)	(0.05761)
Estat. T	[-2.33643]	[0.61047]	[0.31353]	[1.46912]	[1.36976]
Sul(t-3)	0.048484	-0.046475	0.008916	0.186697	-0.008140
Desv. Padrão	(0.03740)	(0.09667)	(0.01173)	(0.36956)	(0.04473)
Estat. T	[1.29622]	[-0.48076]	[0.76027]	[0.50518]	[-0.18199]
Inflação(t-1)	-0.155651	1.284644	0.405475	15.07901	-0.828854
Desv. Padrão	(0.37544)	(0.97031)	(0.11772)	(3.70940)	(0.44898)
Estat. T	[-0.41458]	[1.32396]	[3.44452]	[4.06508]	[-1.84610]
Inflação(t-2)	0.561844	0.913736	-0.020846	-9.202144	-0.226892
Desv. Padrão	(0.36493)	(0.94316)	(0.11442)	(3.60561)	(0.43641)
Estat. T	[1.53958]	[0.96881]	[-0.18219]	[-2.55218]	[-0.51990]
Inflação(t-3)	0.092143	0.195836	-0.275511	-1.241469	0.050044
Desv. Padrão	(0.34091)	(0.88106)	(0.10689)	(3.36820)	(0.40768)
Estat. T	[0.27029]	[0.22227]	[-2.57757]	[-0.36858]	[0.12275]
Juros(t-1)	-0.030823	-0.058598	0.001011	0.803047	-0.018276
Desv. Padrão	(0.00954)	(0.02466)	(0.00299)	(0.09428)	(0.01141)
Estat. T	[-3.22998]	[-2.37597]	[0.33777]	[8.51740]	[-1.60152]
Juros(t-2)	0.016666	-0.004337	-0.004495	-0.062603	-0.007498
Desv. Padrão	(0.01235)	(0.03193)	(0.00387)	(0.12206)	(0.01477)
Estat. T	[1.34911]	[-0.13583]	[-1.16056]	[-0.51291]	[-0.50757]
Juros(t-3)	-0.000361	0.025672	0.005264	0.134999	0.015654
Desv. Padrão	(0.00845)	(0.02185)	(0.00265)	(0.08352)	(0.01011)
Estat. T	[-0.04273]	[1.17506]	[1.98586]	[1.61635]	[1.54851]

Conclusão

	Brasil	Sul	Inflação	Juros	Encaixes
Encaixes(t-1)	0.071352	-0.379398	0.013425	-1.199819	0.976831
Desv. Padrão	(0.04560)	(0.11784)	(0.01430)	(0.45050)	(0.05453)
Estat. T	[1.56485]	[-3.21952]	[0.93905]	[-2.66329]	[17.9144]
Encaixes(t-2)	-0.051344	-0.046776	-0.017067	-0.832723	-0.050259
Desv. Padrão	(0.05789)	(0.14962)	(0.01815)	(0.57198)	(0.06923)
Estat. T	[-0.88690]	[-0.31264]	[-0.94024]	[-1.45585]	[-0.72596]
Encaixes(-3)	-0.019266	0.468210	-0.005938	1.750319	0.034941
Desv. Padrão	(0.04746)	(0.12266)	(0.01488)	(0.46890)	(0.05675)
Estat. T	[-0.40595]	[3.81726]	[-0.39903]	[3.73279]	[0.61565]
Constante	0.824585	0.632896	0.135273	-4.322061	0.496699
Desv. Padrão	(0.38156)	(0.98613)	(0.11964)	(3.76988)	(0.45630)
Estat. T	[2.16108]	[0.64180]	[1.13071]	[-1.14647]	[1.08854]
D972	-0.012442	-0.052348	-0.008499	-0.094806	0.210124
Desv. Padrão	(0.02148)	(0.05550)	(0.00673)	(0.21219)	(0.02568)
Estat. T	[-0.57933]	[-0.94314]	[-1.26212]	[-0.44680]	[8.18156]
D9711	-0.036180	-0.087373	0.001103	1.454297	-0.018746
Desv. Padrão	(0.02001)	(0.05171)	(0.00627)	(0.19769)	(0.02393)
Estat. T	[-1.80820]	[-1.68959]	[0.17587]	[7.35636]	[-0.78343]
D989	-0.029643	0.038381	0.004086	1.169576	-0.025424
Desv. Padrão	(0.02167)	(0.05599)	(0.00679)	(0.21406)	(0.02591)
Estat. T	[-1.36821]	[0.68546]	[0.60148]	[5.46385]	[-0.98128]
D9810	-0.002470	0.028881	-0.005798	0.721347	-0.010195
Desv. Padrão	(0.02220)	(0.05737)	(0.00696)	(0.21933)	(0.02655)
Estat. T	[-0.11125]	[0.50340]	[-0.83300]	[3.28889]	[-0.38404]
CFIX	-0.000317	0.031327	-0.007232	0.045672	0.000122
Desv. Padrão	(0.00800)	(0.02066)	(0.00251)	(0.07900)	(0.00956)
Estat. T	[-0.03963]	[1.51604]	[-2.88473]	[0.57816]	[0.01275]
R ²	0.886197	0.806600	0.521304	0.958710	0.994116
R ² Ajustado	0.848829	0.743095	0.364121	0.945152	0.992184
Estat. F	23.71527	12.70144	3.316530	70.71197	514.5633
Log likelihood	241.4787	156.0223	345.8628	35.33114	225.3801
Akaike AIC	-4.855083	-2.956050	-7.174729	-0.274025	-4.497336
Schwarz SC	-4.216243	-2.317210	-6.535888	0.364815	-3.858496

VECM – Sul(IGP-M)
Amostra: 1995:02 2002:06

Continua

Eq. de Cointeg.:	Eq1	Eq2	Eq3	Eq4	
Brasil(t-1)	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	
Sul(t-1)	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	
Inflação(t-1)	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	
Juros(t-1)	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	
Encaixes(t-1)	-0.107933	-0.144069	0.013785	1.379410	
Desv. Padrão	(0.03669)	(0.05009)	(0.00449)	(0.61708)	
Estat. T	[-2.94203]	[-2.87639]	[3.06883]	[2.23538]	
Constante	-3.437335	-3.045515	-0.179941	-19.19988	
Correção de Erro:	Brasil	Sul	Inflação	Juros	Encaixes
Eq1	-0.216643	0.139457	-0.005453	2.473268	-0.156559
Desv. Padrão	(0.08226)	(0.20147)	(0.02577)	(0.75528)	(0.09749)
Estat. T	[-2.63365]	[0.69219]	[-0.21163]	[3.27465]	[-1.60596]
Eq2	0.026458	-0.447226	0.008371	-0.464375	0.224852
Desv. Padrão	(0.05387)	(0.13193)	(0.01687)	(0.49457)	(0.06384)
Estat. T	[0.49119]	[-3.38988]	[0.49615]	[-0.93894]	[3.52233]
Eq3	0.344313	1.749135	-1.006371	3.668642	-1.011128
Desv. Padrão	(0.61316)	(1.50177)	(0.19206)	(5.62979)	(0.72666)
Estat. T	[0.56154]	[1.16472]	[-5.23995]	[0.65165]	[-1.39148]
Eq4	-0.017216	-0.041432	0.001489	-0.101432	-0.003991
Desv. Padrão	(0.00519)	(0.01270)	(0.00162)	(0.04762)	(0.00615)
Estat. T	[-3.31941]	[-3.26159]	[0.91677]	[-2.13001]	[-0.64930]
DBrasil(t-1)	-0.484789	-0.316673	-0.044149	-2.181566	-0.082485
Desv. Padrão	(0.12411)	(0.30397)	(0.03887)	(1.13950)	(0.14708)
Estat. T	[-3.90625]	[-1.04181]	[-1.13571]	[-1.91450]	[-0.56082]
DBrasil(t-2)	-0.032652	-0.448067	-0.022634	-1.717989	-0.181293
Desv. Padrão	(0.13341)	(0.32675)	(0.04179)	(1.22492)	(0.15810)
Estat. T	[-0.24475]	[-1.37128]	[-0.54164]	[-1.40253]	[-1.14667]
DBrasil(t-3)	0.103972	-0.288757	-0.063435	-2.854257	0.059763
Desv. Padrão	(0.12154)	(0.29768)	(0.03807)	(1.11594)	(0.14404)
Estat. T	[0.85545]	[-0.97002]	[-1.66628]	[-2.55771]	[0.41491]
DSul(t-1)	0.036412	-0.118871	-0.012548	-1.118715	-0.096335
Desv. Padrão	(0.04567)	(0.11187)	(0.01431)	(0.41937)	(0.05413)
Estat. T	[0.79720]	[-1.06260]	[-0.87708]	[-2.66760]	[-1.77971]
DSul(t-2)	-0.064835	0.077900	-0.003449	-0.170125	-0.026380
Desv. Padrão	(0.04113)	(0.10074)	(0.01288)	(0.37767)	(0.04875)
Estat. T	[-1.57624]	[0.77325]	[-0.26771]	[-0.45046]	[-0.54116]

Correção de Erro:	Brasil	Sul	Inflação	Juros	Encaixes
DSul(t-3)	-0.058176	-0.045835	0.009684	0.397528	-0.039031
Desv. Padrão	(0.04358)	(0.10674)	(0.01365)	(0.40013)	(0.05165)
Estat. T	[-1.33495]	[-0.42942]	[0.70942]	[0.99350]	[-0.75574]
DInflação(t-1)	-0.502124	-0.664593	0.381622	8.827770	-0.044645
Desv. Padrão	(0.48379)	(1.18491)	(0.15154)	(4.44198)	(0.57334)
Estat. T	[-1.03790]	[-0.56088]	[2.51836]	[1.98735]	[-0.07787]
DInflação(t-2)	0.117185	-0.949125	0.305320	-3.302490	0.020839
Desv. Padrão	(0.44261)	(1.08405)	(0.13864)	(4.06385)	(0.52453)
Estat. T	[0.26476]	[-0.87554]	[2.20231]	[-0.81265]	[0.03973]
DInflação(t-3)	0.179665	-0.118115	0.136784	0.449959	0.098454
Desv. Padrão	(0.37268)	(0.91277)	(0.11673)	(3.42177)	(0.44166)
Estat. T	[0.48210]	[-0.12940]	[1.17178]	[0.13150]	[0.22292]
DJuros(t-1)	-0.015696	0.004883	-0.000115	-0.041546	-0.015133
Desv. Padrão	(0.01003)	(0.02457)	(0.00314)	(0.09211)	(0.01189)
Estat. T	[-1.56460]	[0.19875]	[-0.03660]	[-0.45105]	[-1.27286]
DJuros(t-2)	-0.005156	-0.029137	-0.006182	-0.155501	-0.017552
Desv. Padrão	(0.00879)	(0.02153)	(0.00275)	(0.08072)	(0.01042)
Estat. T	[-0.58652]	[-1.35325]	[-2.24491]	[-1.92652]	[-1.68477]
DJuros(t-3)	0.002678	0.010192	-0.000929	-0.184919	-0.010106
Desv. Padrão	(0.00873)	(0.02138)	(0.00273)	(0.08015)	(0.01035)
Estat. T	[0.30680]	[0.47671]	[-0.33973]	[-2.30712]	[-0.97687]
DEncaixes(t-1)	0.048480	-0.451500	0.017591	-1.088101	0.050903
Desv. Padrão	(0.04841)	(0.11857)	(0.01516)	(0.44450)	(0.05737)
Estat. T	[1.00142]	[-3.80782]	[1.16006]	[-2.44792]	[0.88723]
DEncaixes(t-2)	0.001652	-0.360969	0.008728	-1.340794	-0.026889
Desv. Padrão	(0.05017)	(0.12289)	(0.01572)	(0.46068)	(0.05946)
Estat. T	[0.03292]	[-2.93738]	[0.55537]	[-2.91046]	[-0.45220]
DEncaixes(t-3)	-0.051640	0.330209	0.012376	1.353351	0.010189
Desv. Padrão	(0.05499)	(0.13469)	(0.01722)	(0.50491)	(0.06517)
Estat. T	[-0.93906]	[2.45168]	[0.71852]	[2.68038]	[0.15634]
Constante	-0.000352	0.013146	0.004940	-0.055787	-0.009204
Desv. Padrão	(0.00414)	(0.01015)	(0.00130)	(0.03806)	(0.00491)
Estat. T	[-0.08483]	[1.29488]	[3.80473]	[-1.46587]	[-1.87370]
D972	-0.018892	-0.020946	-0.006674	0.073233	0.211754
Desv. Padrão	(0.02227)	(0.05454)	(0.00697)	(0.20445)	(0.02639)
Estat. T	[-0.84842]	[-0.38407]	[-0.95696]	[0.35820]	[8.02436]
D9711	-0.043988	-0.089214	0.003315	1.544179	-0.027860
Desv. Padrão	(0.02111)	(0.05170)	(0.00661)	(0.19379)	(0.02501)
Estat. T	[-2.08407]	[-1.72578]	[0.50144]	[7.96818]	[-1.11380]
D989	-0.027724	0.029007	0.002233	1.085682	-0.019566
Desv. Padrão	(0.02183)	(0.05347)	(0.00684)	(0.20046)	(0.02587)
Estat. T	[-1.26985]	[0.54245]	[0.32655]	[5.41592]	[-0.75620]

Conclusão

Correção de Erro:	Brasil	Sul	Inflação	Juros	Encaixes
D9810	-0.004627	-0.010175	-0.006193	0.638287	-0.006123
Desv. Padrão	(0.02265)	(0.05548)	(0.00709)	(0.20797)	(0.02684)
Estat. T	[-0.20428]	[-0.18340]	[-0.87296]	[3.06915]	[-0.22810]
CFIX	0.001987	0.016344	-0.008542	0.008127	0.001912
Desv. Padrão	(0.00675)	(0.01654)	(0.00211)	(0.06199)	(0.00800)
Estat. T	[0.29426]	[0.98843]	[-4.03948]	[0.13111]	[0.23902]
R ²	0.516491	0.752217	0.589255	0.771637	0.877619
R ² Ajustado	0.313730	0.648308	0.417007	0.675871	0.826297
Estat. F	2.547282	7.239177	3.420967	8.057582	17.10050
Log likelihood	241.4579	161.7338	344.7716	44.12656	226.3430
Akaike AIC	-4.819278	-3.027726	-7.140934	-0.384867	-4.479618
Schwarz SC	-4.064299	-2.272746	-6.385955	0.370113	-3.724638

VAR Irrestrito – Sul(IPCA)**Amostra: 1995:01 2002:06****Continua**

	Brasil	Sul	Inflação	Juros	Encaixes
Brasil(t-1)	0.360595	0.123418	-0.006052	0.728685	-0.341740
Desv. Padrão	(0.10621)	(0.28660)	(0.02093)	(1.19120)	(0.12354)
Estat. T	[3.39503]	[0.43062]	[-0.28911]	[0.61172]	[-2.76630]
Brasil(t-2)	0.379220	-0.148945	0.006546	1.068659	-0.029404
Desv. Padrão	(0.10758)	(0.29030)	(0.02120)	(1.20656)	(0.12513)
Estat. T	[3.52495]	[-0.51308]	[0.30876]	[0.88571]	[-0.23499]
Brasil(t-3)	0.022945	0.150974	0.038321	0.545643	0.244500
Desv. Padrão	(0.10952)	(0.29552)	(0.02158)	(1.22828)	(0.12738)
Estat. T	[0.20951]	[0.51087]	[1.77543]	[0.44423]	[1.91941]
Sul(t-1)	0.072010	0.330500	-0.002588	-1.864475	0.107146
Desv. Padrão	(0.03793)	(0.10235)	(0.00748)	(0.42539)	(0.04412)
Estat. T	[1.89852]	[3.22918]	[-0.34627]	[-4.38301]	[2.42873]
Sul(t-2)	-0.120838	0.071673	-0.000434	0.840729	0.092805
Desv. Padrão	(0.04753)	(0.12826)	(0.00937)	(0.53309)	(0.05529)
Estat. T	[-2.54225]	[0.55881]	[-0.04633]	[1.57710]	[1.67866]
Sul(t-3)	0.051522	-0.044534	-0.005134	0.107547	-0.001651
Desv. Padrão	(0.03695)	(0.09969)	(0.00728)	(0.41435)	(0.04297)
Estat. T	[1.39454]	[-0.44671]	[-0.70504]	[0.25956]	[-0.03843]
Inflação(t-1)	0.049068	1.184256	0.452908	9.161779	-1.929646
Desv. Padrão	(0.64995)	(1.75381)	(0.12809)	(7.28935)	(0.75596)
Estat. T	[0.07550]	[0.67525]	[3.53580]	[1.25687]	[-2.55256]
Inflação(t-2)	-0.247310	-0.055348	-0.163224	-1.532036	0.724314
Desv. Padrão	(0.72107)	(1.94571)	(0.14211)	(8.08693)	(0.83868)
Estat. T	[-0.34298]	[-0.02845]	[-1.14860]	[-0.18945]	[0.86364]

	Brasil	Sul	Inflação	Juros	Encaixes
Inflação(t-3)	1.264874	1.786649	0.000863	-4.379122	-0.450933
Desv. Padrão	(0.61089)	(1.64842)	(0.12039)	(6.85132)	(0.71054)
Estat. T	[2.07053]	[1.08385]	[0.00717]	[-0.63917]	[-0.63464]
Juros(t-1)	-0.029908	-0.041078	0.000841	0.892865	-0.017906
Desv. Padrão	(0.00880)	(0.02375)	(0.00173)	(0.09870)	(0.01024)
Estat. T	[-3.39857]	[-1.72987]	[0.48510]	[9.04654]	[-1.74935]
Juros(t-2)	0.019921	-0.008584	0.001188	-0.179209	-0.015096
Desv. Padrão	(0.01180)	(0.03185)	(0.00233)	(0.13237)	(0.01373)
Estat. T	[1.68777]	[-0.26952]	[0.51077]	[-1.35382]	[-1.09962]
Juros(t-3)	-0.006805	0.002740	0.000269	0.137280	0.027028
Desv. Padrão	(0.00825)	(0.02226)	(0.00163)	(0.09253)	(0.00960)
Estat. T	[-0.82480]	[0.12309]	[0.16552]	[1.48362]	[2.81650]
Encaixes(t-1)	0.082686	-0.387003	0.003475	-1.348053	0.995276
Desv. Padrão	(0.04471)	(0.12064)	(0.00881)	(0.50140)	(0.05200)
Estat. T	[1.84952]	[-3.20803]	[0.39438]	[-2.68860]	[19.1404]
Encaixes(t-2)	-0.067922	-0.028479	-0.018214	-0.405095	-0.050569
Desv. Padrão	(0.05574)	(0.15040)	(0.01098)	(0.62512)	(0.06483)
Estat. T	[-1.21858]	[-0.18935]	[-1.65806]	[-0.64803]	[-0.78003]
Encaixes(t-3)	0.002504	0.484211	0.001847	1.415949	0.008410
Desv. Padrão	(0.04754)	(0.12829)	(0.00937)	(0.53322)	(0.05530)
Estat. T	[0.05268]	[3.77429]	[0.19717]	[2.65547]	[0.15209]
Constante	0.968779	1.891141	-0.010980	-3.052831	0.145665
Desv. Padrão	(0.32067)	(0.86530)	(0.06320)	(3.59643)	(0.37298)
Estat. T	[3.02108]	[2.18554]	[-0.17374]	[-0.84885]	[0.39054]
D972	-0.005796	-0.027940	-0.004770	-0.044707	0.206950
Desv. Padrão	(0.02131)	(0.05751)	(0.00420)	(0.23902)	(0.02479)
Estat. T	[-0.27194]	[-0.48584]	[-1.13575]	[-0.18704]	[8.34855]
D9711	-0.029824	-0.067960	-0.000583	1.459964	-0.021434
Desv. Padrão	(0.01981)	(0.05345)	(0.00390)	(0.22217)	(0.02304)
Estat. T	[-1.50555]	[-1.27140]	[-0.14941]	[6.57145]	[-0.93026]
D989	-0.032964	0.032410	0.002357	1.180868	-0.022405
Desv. Padrão	(0.02161)	(0.05830)	(0.00426)	(0.24233)	(0.02513)
Estat. T	[-1.52560]	[0.55587]	[0.55349]	[4.87301]	[-0.89151]
D9810	-0.002849	0.017000	8.91E-05	0.646630	-0.015945
Desv. Padrão	(0.02184)	(0.05893)	(0.00430)	(0.24492)	(0.02540)
Estat. T	[-0.13045]	[0.28850]	[0.02069]	[2.64018]	[-0.62775]
CFIX	0.002217	0.024209	-0.005914	-0.043851	-0.006260
Desv. Padrão	(0.00876)	(0.02365)	(0.00173)	(0.09830)	(0.01019)
Estat. T	[0.25298]	[1.02363]	[-3.42410]	[-0.44612]	[-0.61409]

R ²	0.889631	0.795536	0.699558	0.948403	0.996180
R ² Ajustado	0.853391	0.728399	0.600905	0.931460	0.994926
Estat. F	24.54799	11.84937	7.091116	55.97792	794.2946
Log likelihood	242.8577	153.5190	389.0307	25.30297	229.2588
Akaike AIC	-4.885726	-2.900421	-8.134016	-0.051177	-4.583530
Schwarz SC	-4.246886	-2.261581	-7.495176	0.587663	-3.944690

VECM – Sul(IPCA)
Amostra: 1995:02 2002:06

Eq. de Cointeg.:	Eq1	Eq2	Eq3	Eq4	
Brasil(t-1)	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	
Sul(t-1)	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	
Inflação(t-1)	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	
Juros(t-1)	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	
Encaixes(t-1)	-0.103859	-0.128247	0.016401	1.339609	
Desv. Padrão	(0.03606)	(0.04172)	(0.00367)	(0.60579)	
Estat. T	[-2.88049]	[-3.07412]	[4.47366]	[2.21134]	
Constante	-3.720623	-3.529878	-0.174552	-15.70486	
Correção de Erro:	Brasil	Sul	Inflação	Juros	Encaixes
Eq1	-0.270510	0.032216	0.051584	2.804950	-0.046372
Desv. Padrão	(0.09400)	(0.23526)	(0.01816)	(0.96054)	(0.10576)
Estat. T	[-2.87787]	[0.13694]	[2.84029]	[2.92017]	[-0.43845]
Eq2	0.008225	-0.432999	-0.006918	-0.290013	0.242145
Desv. Padrão	(0.05311)	(0.13293)	(0.01026)	(0.54275)	(0.05976)
Estat. T	[0.15486]	[-3.25735]	[-0.67413]	[-0.53434]	[4.05185]
Eq3	0.897028	1.102442	-0.843228	-2.292298	-2.141240
Desv. Padrão	(0.85794)	(2.14726)	(0.16577)	(8.76722)	(0.96535)
Estat. T	[1.04556]	[0.51342]	[-5.08689]	[-0.26146]	[-2.21810]
Eq4	-0.019789	-0.041990	0.002737	-0.079953	0.001277
Desv. Padrão	(0.00613)	(0.01533)	(0.00118)	(0.06260)	(0.00689)
Estat. T	[-3.23068]	[-2.73894]	[2.31274]	[-1.27731]	[0.18526]
DBrasil(t-1)	-0.442749	-0.205303	-0.058667	-2.387595	-0.158757
Desv. Padrão	(0.12414)	(0.31071)	(0.02399)	(1.26862)	(0.13969)
Estat. T	[-3.56641]	[-0.66076]	[-2.44588]	[-1.88204]	[-1.13653]
DBrasil(t-2)	-0.004724	-0.404724	-0.053480	-2.309187	-0.198018
Desv. Padrão	(0.13414)	(0.33573)	(0.02592)	(1.37077)	(0.15093)
Estat. T	[-0.03522]	[-1.20551]	[-2.06346]	[-1.68459]	[-1.31196]
DBrasil(t-3)	0.084689	-0.233251	-0.016437	-2.449309	-0.031467
Desv. Padrão	(0.11952)	(0.29914)	(0.02309)	(1.22139)	(0.13449)
Estat. T	[0.70856]	[-0.77974]	[-0.71178]	[-2.00535]	[-0.23398]

Correção de Erro:	Brasil	Sul	Inflação	Juros	Encaixes
DSul(t-1)	0.055142	-0.110123	0.003091	-1.276023	-0.096843
Desv. Padrão	(0.04585)	(0.11475)	(0.00886)	(0.46851)	(0.05159)
Estat. T	[1.20272]	[-0.95969]	[0.34896]	[-2.72356]	[-1.87726]
DSul(t-2)	-0.057482	0.066793	-0.000452	-0.335044	-0.029816
Desv. Padrão	(0.04146)	(0.10376)	(0.00801)	(0.42364)	(0.04665)
Estat. T	[-1.38656]	[0.64374]	[-0.05640]	[-0.79087]	[-0.63919]
DSul(t-3)	-0.038391	-0.038548	-0.002087	0.217759	-0.021846
Desv. Padrão	(0.04402)	(0.11017)	(0.00851)	(0.44983)	(0.04953)
Estat. T	[-0.87215]	[-0.34989]	[-0.24534]	[0.48410]	[-0.44107]
DInflação(t-1)	-0.624236	0.466167	0.327232	10.72128	0.087490
Desv. Padrão	(0.82660)	(2.06881)	(0.15971)	(8.44691)	(0.93008)
Estat. T	[-0.75519]	[0.22533]	[2.04893]	[1.26925]	[0.09407]
DInflação(t-2)	-1.069181	-1.424176	0.076963	3.997627	1.007545
Desv. Padrão	(0.68355)	(1.71079)	(0.13207)	(6.98511)	(0.76912)
Estat. T	[-1.56417]	[-0.83247]	[0.58274]	[0.57231]	[1.30999]
DInflação(t-3)	0.277095	0.733077	0.173042	0.295910	1.036231
Desv. Padrão	(0.63196)	(1.58167)	(0.12210)	(6.45791)	(0.71107)
Estat. T	[0.43847]	[0.46348]	[1.41719]	[0.04582]	[1.45728]
DJuros(t-1)	-0.011279	0.010991	-0.003175	-0.044768	-0.022901
Desv. Padrão	(0.01024)	(0.02564)	(0.00198)	(0.10467)	(0.01152)
Estat. T	[-1.10118]	[0.42876]	[-1.60422]	[-0.42771]	[-1.98712]
DJuros(t-2)	0.003485	-0.018970	-0.001314	-0.195632	-0.028048
Desv. Padrão	(0.00848)	(0.02123)	(0.00164)	(0.08667)	(0.00954)
Estat. T	[0.41091]	[-0.89369]	[-0.80213]	[-2.25725]	[-2.93917]
DJuros(t-3)	0.005075	0.005966	-0.003308	-0.260909	-0.010692
Desv. Padrão	(0.00858)	(0.02147)	(0.00166)	(0.08768)	(0.00965)
Estat. T	[0.59143]	[0.27780]	[-1.99556]	[-2.97569]	[-1.10751]
DEncaixes(t-1)	0.041789	-0.470349	0.010257	-1.112425	0.076221
Desv. Padrão	(0.04874)	(0.12198)	(0.00942)	(0.49804)	(0.05484)
Estat. T	[0.85743]	[-3.85596]	[1.08925]	[-2.23360]	[1.38992]
DEncaixes(t-2)	-0.014857	-0.336456	-0.002565	-0.970378	0.000487
Desv. Padrão	(0.05085)	(0.12727)	(0.00983)	(0.51966)	(0.05722)
Estat. T	[-0.29216]	[-2.64355]	[-0.26102]	[-1.86734]	[0.00851]
DEncaixes(t-3)	-0.034655	0.387408	-0.002621	1.290732	0.014172
Desv. Padrão	(0.05219)	(0.13062)	(0.01008)	(0.53332)	(0.05872)
Estat. T	[-0.66402]	[2.96592]	[-0.25992]	[2.42020]	[0.24134]
Constante	-0.002286	0.017990	0.003146	-0.012035	-0.001786
Desv. Padrão	(0.00426)	(0.01066)	(0.00082)	(0.04351)	(0.00479)
Estat. T	[-0.53681]	[1.68816]	[3.82369]	[-0.27659]	[-0.37280]
D972	-0.012288	-0.014408	-0.006228	0.031954	0.204389
Desv. Padrão	(0.02194)	(0.05492)	(0.00424)	(0.22423)	(0.02469)
Estat. T	[-0.56003]	[-0.26235]	[-1.46904]	[0.14251]	[8.27841]

					Conclusão
Correção de Erro:	Brasil	Sul	Inflação	Juros	Encaixes
D9711	-0.034867	-0.084711	-0.000606	1.473316	-0.026951
Desv. Padrão	(0.02099)	(0.05254)	(0.00406)	(0.21451)	(0.02362)
Estat. T	[-1.66099]	[-1.61237]	[-0.14950]	[6.86823]	[-1.14105]
D989	-0.031982	0.026705	0.002040	1.104063	-0.013446
Desv. Padrão	(0.02200)	(0.05506)	(0.00425)	(0.22480)	(0.02475)
Estat. T	[-1.45383]	[0.48503]	[0.48000]	[4.91129]	[-0.54323]
D9810	-0.006290	-0.018630	0.000567	0.598491	-0.006274
Desv. Padrão	(0.02222)	(0.05561)	(0.00429)	(0.22704)	(0.02500)
Estat. T	[-0.28310]	[-0.33505]	[0.13204]	[2.63611]	[-0.25098]
CFIX	0.003547	0.004740	-0.005998	-0.072233	-0.008056
Desv. Padrão	(0.00691)	(0.01729)	(0.00134)	(0.07061)	(0.00777)
Estat. T	[0.51326]	[0.27408]	[-4.49293]	[-1.02297]	[-1.03615]
R ²	0.527342	0.747064	0.504333	0.723472	0.890828
R ² Ajustado	0.329130	0.640995	0.296473	0.607509	0.845046
Estat. F	2.660498	7.043145	2.426307	6.238813	19.45808
Log likelihood	242.4679	160.8180	388.7806	35.61050	231.9700
Akaike AIC	-4.841975	-3.007146	-8.129901	-0.193494	-4.606068
Schwarz SC	-4.086995	-2.252166	-7.374922	0.561485	-3.851089

Região Nordeste

VAR Irrestrito – Nordeste(IGP-M)

Amostra: 1994:12 2002:06

Continua

	Brasil	Nordeste	Inflação	Juros	Encaixes
Brasil(t-1)	0.399999	-0.393182	-0.052912	0.087060	-0.069974
Desv. Padrão	(0.11207)	(0.21475)	(0.03441)	(0.94317)	(0.11642)
Estat. T	[3.56920]	[-1.83086]	[-1.53776]	[0.09231]	[-0.60104]
Brasil(t-2)	0.447437	0.214844	0.027157	0.525920	0.123282
Desv. Padrão	(0.11148)	(0.21362)	(0.03423)	(0.93820)	(0.11581)
Estat. T	[4.01365]	[1.00573]	[0.79344]	[0.56056]	[1.06454]
Nordeste(t-1)	0.094643	0.666842	-0.021452	-0.901719	0.016263
Desv. Padrão	(0.05849)	(0.11209)	(0.01796)	(0.49227)	(0.06076)
Estat. T	[1.61804]	[5.94938]	[-1.19450]	[-1.83175]	[0.26763]
Nordeste(t-2)	-0.089705	-0.029157	0.005954	1.146848	-0.189067
Desv. Padrão	(0.04653)	(0.08915)	(0.01428)	(0.39156)	(0.04833)
Estat. T	[-1.92805]	[-0.32704]	[0.41679]	[2.92891]	[-3.91178]
Inflação(t-1)	0.142200	-0.404204	0.374269	11.28438	-0.542058
Desv. Padrão	(0.39830)	(0.76325)	(0.12229)	(3.35212)	(0.41377)
Estat. T	[0.35701]	[-0.52958]	[3.06049]	[3.36634]	[-1.31004]
Inflação(t-2)	0.730882	0.633473	-0.212051	-11.27029	-0.623183
Desv. Padrão	(0.36834)	(0.70582)	(0.11309)	(3.09991)	(0.38264)
Estat. T	[1.98428]	[0.89750]	[-1.87508]	[-3.63569]	[-1.62864]

Conclusão

	Brasil	Nordeste	Inflação	Juros	Encaixes
Juros(t-1)	-0.028832	-0.021974	0.003873	0.860194	-0.008008
Desv. Padrão	(0.01007)	(0.01930)	(0.00309)	(0.08478)	(0.01047)
Estat. T	[-2.86198]	[-1.13829]	[1.25223]	[10.1457]	[-0.76516]
Juros(t-2)	0.015672	0.006635	-0.003784	0.014880	0.005987
Desv. Padrão	(0.00991)	(0.01899)	(0.00304)	(0.08342)	(0.01030)
Estat. T	[1.58106]	[0.34933]	[-1.24338]	[0.17836]	[0.58142]
Encaixes(t-1)	0.055264	0.096472	0.033860	-0.534072	1.016141
Desv. Padrão	(0.05786)	(0.11087)	(0.01776)	(0.48694)	(0.06011)
Estat. T	[0.95516]	[0.87013]	[1.90609]	[-1.09680]	[16.9060]
Encaixes(t-2)	-0.051961	-0.066426	-0.044410	0.232728	-0.038116
Desv. Padrão	(0.05500)	(0.10539)	(0.01689)	(0.46288)	(0.05714)
Estat. T	[-0.94475]	[-0.63027]	[-2.62990]	[0.50279]	[-0.66711]
Constante	0.681395	2.194477	0.338023	-0.087667	0.833313
Desv. Padrão	(0.40740)	(0.78067)	(0.12508)	(3.42865)	(0.42322)
Estat. T	[1.67255]	[2.81101]	[2.70241]	[-0.02557]	[1.96899]
D972	-0.015116	-0.058745	-0.009160	-0.007576	0.214081
Desv. Padrão	(0.02360)	(0.04522)	(0.00724)	(0.19859)	(0.02451)
Estat. T	[-0.64060]	[-1.29921]	[-1.26431]	[-0.03815]	[8.73352]
D9711	-0.044422	-0.021003	0.006523	1.488702	-0.003909
Desv. Padrão	(0.02347)	(0.04498)	(0.00721)	(0.19755)	(0.02438)
Estat. T	[-1.89245]	[-0.46693]	[0.90513]	[7.53578]	[-0.16032]
D989	-0.032348	-0.029759	0.004042	1.214554	-0.014787
Desv. Padrão	(0.02371)	(0.04543)	(0.00728)	(0.19951)	(0.02463)
Estat. T	[-1.36450]	[-0.65508]	[0.55537]	[6.08757]	[-0.60045]
D9810	0.007134	-0.015580	-0.006459	0.473167	-0.016617
Desv. Padrão	(0.02627)	(0.05033)	(0.00806)	(0.22105)	(0.02729)
Estat. T	[0.27159]	[-0.30955]	[-0.80091]	[2.14050]	[-0.60901]
D953	0.022442	0.071078	0.003018	0.868924	-0.022268
Desv. Padrão	(0.02379)	(0.04560)	(0.00731)	(0.20025)	(0.02472)
Estat. T	[0.94318]	[1.55889]	[0.41317]	[4.33917]	[-0.90089]
CFIX	0.002553	0.007993	-0.008501	-0.037129	-0.007038
Desv. Padrão	(0.00803)	(0.01539)	(0.00247)	(0.06757)	(0.00834)
Estat. T	[0.31792]	[0.51953]	[-3.44832]	[-0.54946]	[-0.84379]
R ²	0.863905	0.840486	0.446922	0.965798	0.994726
R ² Ajustado	0.819875	0.788879	0.267985	0.954732	0.993020
Estat. F	19.62058	16.28615	2.497652	87.28019	582.9910
Log likelihood	236.1818	176.9985	343.6362	42.33984	232.7150
Akaike AIC	-4.685313	-3.384583	-7.046950	-0.425052	-4.609121
Schwarz SC	-4.050701	-2.749970	-6.412338	0.209561	-3.974509

VECM – Nordeste(IGP-M)
Amostra: 1995:01 2002:06

Continua

Eq.de Cointeg	Eq1	Eq2	Eq3		
Brasil(t-1)	1.000000	0.000000	0.000000		
Nordeste(t-1)	0.000000	1.000000	0.000000		
Inflação(-t1)	0.000000	0.000000	1.000000		
Juros(t-1)	-0.102808	0.101498	-0.006787		
Desv. Padrão	(0.03255)	(0.02613)	(0.00155)		
Estat. T	[-3.15806]	[3.88447]	[-4.37075]		
Encaixes(t-1)	-0.272329	0.037912	0.005751		
Desv. Padrão	(0.12264)	(0.09843)	(0.00585)		
Estat. T	[-2.22059]	[0.38515]	[0.98311]		
Constante	-1.181173	-5.358250	-0.066036		
Correção de Erro:	Brasil	Nordeste	Inflação	Juros	Encaixes
Eq1	-0.038475	-0.195377	0.013653	1.050531	0.009567
Desv. Padrão	(0.04669)	(0.08897)	(0.01430)	(0.41416)	(0.04839)
Estat. T	[-0.82403]	[-2.19601]	[0.95467]	[2.53651]	[0.19772]
Eq2	-0.065413	-0.329259	-0.020643	0.226852	-0.136139
Desv. Padrão	(0.04578)	(0.08723)	(0.01402)	(0.40608)	(0.04744)
Estat. T	[-1.42887]	[-3.77451]	[-1.47214]	[0.55864]	[-2.86943]
Eq3	0.908441	0.309800	-0.864103	3.286326	-1.345474
Desv. Padrão	(0.52745)	(1.00505)	(0.16156)	(4.67865)	(0.54663)
Estat. T	[1.72233]	[0.30824]	[-5.34845]	[0.70241]	[-2.46138]
DBrasil(t-1)	-0.508515	-0.341386	-0.034748	-1.163422	-0.195826
Desv. Padrão	(0.13241)	(0.25231)	(0.04056)	(1.17455)	(0.13723)
Estat. T	[-3.84035]	[-1.35303]	[-0.85672]	[-0.99052]	[-1.42699]
DBrasil(t-2)	-0.047291	-0.169971	0.014094	-0.582820	-0.123054
Desv. Padrão	(0.13408)	(0.25549)	(0.04107)	(1.18932)	(0.13896)
Estat. T	[-0.35271]	[-0.66528]	[0.34319]	[-0.49004]	[-0.88556]
DNordeste(t-1)	0.092681	-0.036320	-0.003379	-1.105660	0.159314
Desv. Padrão	(0.04603)	(0.08770)	(0.01410)	(0.40827)	(0.04770)
Estat. T	[2.01362]	[-0.41412]	[-0.23965]	[-2.70813]	[3.33983]
DNordeste(t-2)	-0.001029	0.032520	-0.006403	0.361214	0.020316
Desv. Padrão	(0.05432)	(0.10350)	(0.01664)	(0.48182)	(0.05629)
Estat. T	[-0.01895]	[0.31419]	[-0.38487]	[0.74969]	[0.36089]
DInflação(t-1)	-0.799591	-1.143287	0.329469	9.631344	0.591655
Desv. Padrão	(0.43654)	(0.83182)	(0.13372)	(3.87225)	(0.45242)
Estat. T	[-1.83166]	[-1.37444]	[2.46396]	[2.48727]	[1.30776]
DInflação(t-2)	0.072100	-0.285466	0.267473	-0.946190	0.058416
Desv. Padrão	(0.38139)	(0.72673)	(0.11682)	(3.38302)	(0.39526)
Estat. T	[0.18905]	[-0.39281]	[2.28960]	[-0.27969]	[0.14779]

Conclusão

Correção de Erro:	Brasil	Nordeste	Inflação	Juros	Encaixes
DJuros(t-1)	-0.023944	-0.007857	-0.000363	-0.027195	-0.007669
Desv. Padrão	(0.00978)	(0.01864)	(0.00300)	(0.08677)	(0.01014)
Estat. T	[-2.44758]	[-0.42151]	[-0.12110]	[-0.31339]	[-0.75641]
DJuros(t-2)	-0.007517	-0.026141	-0.005739	-0.104325	-0.008065
Desv. Padrão	(0.00829)	(0.01580)	(0.00254)	(0.07356)	(0.00859)
Estat. T	[-0.90640]	[-1.65428]	[-2.25940]	[-1.41823]	[-0.93843]
DEncaixes(t-1)	0.096301	0.029738	0.047565	-0.223937	0.017683
Desv. Padrão	(0.05118)	(0.09751)	(0.01568)	(0.45394)	(0.05304)
Estat. T	[1.88178]	[0.30496]	[3.03435]	[-0.49332]	[0.33341]
DEncaixes(t-2)	0.009994	0.124721	-0.010252	-0.191165	-0.034349
Desv. Padrão	(0.08178)	(0.15583)	(0.02505)	(0.72541)	(0.08475)
Estat. T	[0.12221]	[0.80037]	[-0.40927]	[-0.26353]	[-0.40528]
Constante	-0.009122	-0.007302	0.002791	-0.031642	-0.008880
Desv. Padrão	(0.00567)	(0.01080)	(0.00174)	(0.05027)	(0.00587)
Estat. T	[-1.60939]	[-0.67611]	[1.60779]	[-0.62938]	[-1.51177]
D972	-0.012906	-0.047013	-0.010385	0.001592	0.214148
Desv. Padrão	(0.02334)	(0.04447)	(0.00715)	(0.20701)	(0.02419)
Estat. T	[-0.55304]	[-1.05722]	[-1.45280]	[0.00769]	[8.85425]
D9711	-0.045068	-0.024098	0.003146	1.457030	-0.009171
Desv. Padrão	(0.02278)	(0.04341)	(0.00698)	(0.20208)	(0.02361)
Estat. T	[-1.97827]	[-0.55514]	[0.45077]	[7.21020]	[-0.38842]
D989	-0.028650	-0.033463	0.006266	1.243850	-0.024076
Desv. Padrão	(0.02207)	(0.04206)	(0.00676)	(0.19579)	(0.02288)
Estat. T	[-1.29796]	[-0.79562]	[0.92678]	[6.35288]	[-1.05246]
D9810	0.015364	-0.030521	-0.004375	0.455655	-0.023754
Desv. Padrão	(0.02514)	(0.04791)	(0.00770)	(0.22302)	(0.02606)
Estat. T	[0.61107]	[-0.63707]	[-0.56803]	[2.04310]	[-0.91163]
D953	0.020123	0.062334	-0.003676	0.778552	-0.027464
Desv. Padrão	(0.02501)	(0.04766)	(0.00766)	(0.22188)	(0.02592)
Estat. T	[0.80446]	[1.30778]	[-0.47974]	[3.50882]	[-1.05942]
CFIX	0.004136	0.009503	-0.007659	-0.005914	-0.003627
Desv. Padrão	(0.00681)	(0.01298)	(0.00209)	(0.06043)	(0.00706)
Estat. T	[0.60703]	[0.73206]	[-3.67025]	[-0.09786]	[-0.51368]
R ²	0.457578	0.784870	0.557538	0.764447	0.897302
R ² Ajustado	0.245694	0.700834	0.384701	0.672434	0.857186
Estat. F	2.159571	9.339765	3.225810	8.308046	22.36748
Log likelihood	239.3114	181.2849	345.7966	42.86748	236.0960
Akaike AIC	-4.740254	-3.450776	-7.106592	-0.374833	-4.668800
Schwarz SC	-4.018087	-2.728609	-6.384424	0.347334	-3.946632

VAR Irrestrito – Nordeste(IPCA)

Amostra: 1994:12 2002:06

Continua

	Brasil	Nordeste	Inflação	Juros	Encaixes
Brasil(t-1)	0.437502	-35.70363	0.012241	0.275690	-0.060542
Desv. Padrão	(0.09904)	(20.7703)	(0.01958)	(0.90356)	(0.11703)
Estat. T	[4.41748]	[-1.71898]	[0.62516]	[0.30512]	[-0.51731]
Brasil(t-2)	0.433443	30.18142	0.014154	0.781250	0.206378
Desv. Padrão	(0.09133)	(19.1542)	(0.01806)	(0.83326)	(0.10793)
Estat. T	[4.74575]	[1.57571]	[0.78379]	[0.93759]	[1.91223]
Nordeste(t-1)	0.000635	0.748932	-0.000118	-0.004032	2.82E-05
Desv. Padrão	(0.00038)	(0.08043)	(7.6E-05)	(0.00350)	(0.00045)
Estat. T	[1.65587]	[9.31186]	[-1.55456]	[-1.15238]	[0.06224]
Nordeste(t-2)	-0.000237	0.016248	-9.93E-06	0.004468	-0.002044
Desv. Padrão	(0.00039)	(0.08274)	(7.8E-05)	(0.00360)	(0.00047)
Estat. T	[-0.60073]	[0.19637]	[-0.12725]	[1.24138]	[-4.38504]
Inflação(t-1)	1.148463	180.4340	0.449445	10.77786	-1.240272
Desv. Padrão	(0.62843)	(131.793)	(0.12425)	(5.73332)	(0.74259)
Estat. T	[1.82752]	[1.36907]	[3.61729]	[1.87986]	[-1.67019]
Inflação(t-2)	0.270176	-100.4460	-0.216964	-7.039345	-0.588079
Desv. Padrão	(0.59893)	(125.606)	(0.11842)	(5.46420)	(0.70774)
Estat. T	[0.45110]	[-0.79969]	[-1.83221]	[-1.28827]	[-0.83093]
Juros(t-1)	-0.027379	-3.022279	0.000561	0.888927	-0.005170
Desv. Padrão	(0.00782)	(1.64015)	(0.00155)	(0.07135)	(0.00924)
Estat. T	[-3.50081]	[-1.84269]	[0.36255]	[12.4586]	[-0.55949]
Juros(t-2)	0.016390	1.898662	0.002080	-0.043756	0.006847
Desv. Padrão	(0.00772)	(1.61913)	(0.00153)	(0.07044)	(0.00912)
Estat. T	[2.12293]	[1.17265]	[1.36273]	[-0.62122]	[0.75053]
Encaixes(t-1)	0.014708	-5.215381	0.016641	-0.414116	1.039897
Desv. Padrão	(0.04806)	(10.0785)	(0.00950)	(0.43844)	(0.05679)
Estat. T	[0.30605]	[-0.51748]	[1.75138]	[-0.94452]	[18.3120]
Encaixes(t-2)	-0.004154	6.495011	-0.027801	0.191202	-0.084246
Desv. Padrão	(0.04896)	(10.2677)	(0.00968)	(0.44667)	(0.05785)
Estat. T	[-0.08485]	[0.63257]	[-2.87198]	[0.42806]	[-1.45618]
Constante	0.475924	40.39886	0.003354	-2.611708	-0.016052
Desv. Padrão	(0.30822)	(64.6402)	(0.06094)	(2.81202)	(0.36422)
Estat. T	[1.54408]	[0.62498]	[0.05504]	[-0.92877]	[-0.04407]
D972	-0.008456	-6.402305	-0.004311	-0.045199	0.202284
Desv. Padrão	(0.02030)	(4.25701)	(0.00401)	(0.18519)	(0.02399)
Estat. T	[-0.41655]	[-1.50394]	[-1.07407]	[-0.24407]	[8.43329]
D9711	-0.042306	-0.855671	0.001487	1.385542	0.001539
Desv. Padrão	(0.01970)	(4.13169)	(0.00390)	(0.17974)	(0.02328)
Estat. T	[-2.14739]	[-0.20710]	[0.38186]	[7.70862]	[0.06612]

Conclusão

	Brasil	Nordeste	Inflação	Juros	Encaixes
D989	-0.029470	-3.414710	0.002417	1.184237	-0.009976
Desv. Padrão	(0.02039)	(4.27630)	(0.00403)	(0.18603)	(0.02410)
Estat. T	[-1.44529]	[-0.79852]	[0.59943]	[6.36584]	[-0.41404]
D993	0.017120	2.492658	0.002580	1.042262	-0.012652
Desv. Padrão	(0.02010)	(4.21503)	(0.00397)	(0.18336)	(0.02375)
Estat. T	[0.85180]	[0.59137]	[0.64927]	[5.68410]	[-0.53273]
D953	0.004739	3.441115	0.005415	1.097138	-0.029017
Desv. Padrão	(0.02077)	(4.35670)	(0.00411)	(0.18953)	(0.02455)
Estat. T	[0.22810]	[0.78984]	[1.31840]	[5.78880]	[-1.18204]
D955	-0.101354	-16.84888	0.004975	0.046998	-0.033248
Desv. Padrão	(0.02182)	(4.57556)	(0.00431)	(0.19905)	(0.02578)
Estat. T	[-4.64550]	[-3.68236]	[1.15342]	[0.23611]	[-1.28962]
CFIX	0.004823	1.296870	-0.005636	0.024857	-0.017393
Desv. Padrão	(0.00805)	(1.68889)	(0.00159)	(0.07347)	(0.00952)
Estat. T	[0.59887]	[0.76789]	[-3.53980]	[0.33832]	[-1.82771]
R ²	0.900155	0.877793	0.733280	0.970512	0.996445
R ² Ajustado	0.867852	0.838256	0.646988	0.960972	0.995295
Estat. F	27.86604	22.20153	8.497686	101.7300	866.4025
Log likelihood	250.2743	-236.1903	397.7792	49.08882	235.0839
Akaike AIC	-4.995040	5.696490	-8.236906	-0.573381	-4.661185
Schwarz SC	-4.360427	6.331103	-7.602293	0.061232	-4.026572

VECM – Nordeste(IPCA)**Amostra: 1995:01 2002:06****Continua**

Eq. de Cointeg.:	Eq1	Eq2	Eq3
Brasil(t-1)	1.000000	0.000000	0.000000
Nordeste(t-1)	0.000000	1.000000	0.000000
Inflação(t-1)	0.000000	0.000000	1.000000
Juros(t-1)	-0.083256	0.057447	-0.009240
Desv. Padrão	(0.02029)	(0.02201)	(0.00135)
Estat. T	[-4.10431]	[2.61014]	[-6.85350]
Encaixes(t-1)	-0.192719	0.039939	0.005252
Desv. Padrão	(0.07284)	(0.07903)	(0.00484)
Estat. T	[-2.64572]	[0.50536]	[1.08478]
Constante	-2.644450	-5.205089	-0.041926
Correção de Erro:	Brasil	Nordeste	Inflação
Eq1	-0.032889	-0.111302	0.042336
Desv. Padrão	(0.04847)	(0.10033)	(0.01020)
Estat. T	[-0.67852]	[-1.10931]	[4.14928]
			Juros
			1.556748
			(0.46191)
			[3.37025]

Correção de Erro:	Brasil	Nordeste	Inflação	Juros
Eq2	-0.028889	-0.265886	-0.012673	0.252011
Desv. Padrão	(0.04214)	(0.08722)	(0.00887)	(0.40156)
Estat. T	[-0.68556]	[-3.04829]	[-1.42873]	[0.62759]
Eq3	0.815522	0.890165	-0.764959	3.936693
Desv. Padrão	(0.73350)	(1.51828)	(0.15440)	(6.98972)
Estat. T	[1.11182]	[0.58630]	[-4.95443]	[0.56321]
DBrasil(t-1)	-0.461523	-0.356147	-0.029899	-2.196607
Desv. Padrão	(0.10588)	(0.21916)	(0.02229)	(1.00893)
Estat. T	[-4.35906]	[-1.62508]	[-1.34155]	[-2.17716]
DBrasil(t-2)	-0.007501	-0.105273	-0.027620	-2.338155
Desv. Padrão	(0.11214)	(0.23212)	(0.02360)	(1.06860)
Estat. T	[-0.06689]	[-0.45353]	[-1.17009]	[-2.18806]
DNordeste(t-1)	0.053365	-0.051674	0.000714	-0.488258
Desv. Padrão	(0.03838)	(0.07945)	(0.00808)	(0.36575)
Estat. T	[1.39038]	[-0.65042]	[0.08834]	[-1.33494]
DNordeste(t-2)	-0.002708	-0.011635	-0.006198	0.649041
Desv. Padrão	(0.04769)	(0.09872)	(0.01004)	(0.45447)
Estat. T	[-0.05679]	[-0.11786]	[-0.61740]	[1.42813]
DInflação(t-1)	0.106710	0.417603	0.230358	4.621475
Desv. Padrão	(0.61754)	(1.27825)	(0.12999)	(5.88470)
Estat. T	[0.17280]	[0.32670]	[1.77212]	[0.78534]
DInflação(t-2)	-0.476529	-2.048944	0.017995	3.527760
Desv. Padrão	(0.63542)	(1.31527)	(0.13375)	(6.05511)
Estat. T	[-0.74994]	[-1.55781]	[0.13454]	[0.58261]
DJuros(t-1)	-0.021190	-0.015405	-0.002903	0.011025
Desv. Padrão	(0.00741)	(0.01533)	(0.00156)	(0.07059)
Estat. T	[-2.86048]	[-1.00462]	[-1.86151]	[0.15618]
DJuros(t-2)	0.010241	0.002139	-1.78E-05	-0.113794
Desv. Padrão	(0.00724)	(0.01499)	(0.00152)	(0.06901)
Estat. T	[1.41409]	[0.14266]	[-0.01164]	[-1.64890]
DEncaixes(t-1)	0.048746	-0.033294	0.029703	-0.347384
Desv. Padrão	(0.04612)	(0.09547)	(0.00971)	(0.43950)
Estat. T	[1.05691]	[-0.34875]	[3.05951]	[-0.79041]
DEncaixes(t-2)	0.004015	0.059816	0.002307	0.356907
Desv. Padrão	(0.06712)	(0.13894)	(0.01413)	(0.63963)
Estat. T	[0.05981]	[0.43052]	[0.16330]	[0.55799]
Constante	-0.004365	0.001377	0.001667	-0.056543
Desv. Padrão	(0.00455)	(0.00942)	(0.00096)	(0.04336)
Estat. T	[-0.95946]	[0.14624]	[1.74027]	[-1.30412]
D972	-0.008842	-0.058016	-0.005525	-0.061254
Desv. Padrão	(0.01950)	(0.04035)	(0.00410)	(0.18578)
Estat. T	[-0.45353]	[-1.43767]	[-1.34645]	[-0.32971]

Conclusão

Correção de Erro:	Brasil	Nordeste	Inflação	Juros
D9711	-0.034154	0.009256	0.001878	1.302739
Desv. Padrão	(0.01913)	(0.03960)	(0.00403)	(0.18228)
Estat. T	[-1.78548]	[0.23376]	[0.46640]	[7.14675]
D989	-0.034664	-0.038906	0.002410	1.200496
Desv. Padrão	(0.01894)	(0.03921)	(0.00399)	(0.18052)
Estat. T	[-1.82983]	[-0.99218]	[0.60446]	[6.65012]
D993	0.027748	0.024573	0.004221	1.090437
Desv. Padrão	(0.01901)	(0.03935)	(0.00400)	(0.18117)
Estat. T	[1.45947]	[0.62441]	[1.05480]	[6.01873]
D953	0.012481	0.037394	0.003806	0.993750
Desv. Padrão	(0.02064)	(0.04272)	(0.00434)	(0.19666)
Estat. T	[0.60478]	[0.87540]	[0.87613]	[5.05323]
D955	-0.113224	-0.172293	0.003652	0.091554
Desv. Padrão	(0.02053)	(0.04250)	(0.00432)	(0.19568)
Estat. T	[-5.51388]	[-4.05356]	[0.84492]	[0.46788]
CFIX	0.003322	0.008807	-0.005697	0.023519
Desv. Padrão	(0.00638)	(0.01320)	(0.00134)	(0.06075)
Estat. T	[0.52112]	[0.66739]	[-4.24539]	[0.38713]
R ²	0.615532	0.820064	0.519451	0.807312
R ² Ajustado	0.465349	0.749777	0.331736	0.732043
Estat. F	4.098547	11.66732	2.767235	10.72573
Log likelihood	254.7997	189.3240	395.0455	51.90634
Akaike AIC	-5.084437	-3.629421	-8.201012	-0.575696
Schwarz SC	-4.362270	-2.907254	-7.478844	0.146471

Atividades de Exportação do Nordeste e seu Impacto Endógeno

Livio Andrade Wanderley

* *Doutor em Administração de Empresas pela Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (EAESP/FGV)*

* *Professor do Curso de Mestrado em Economia da Universidade Federal da Bahia (UFBA)*

Alzir Antonio Mahl

* *Mestrando do Curso de Mestrado em Economia da Universidade Federal da Bahia (UFBA)*

Resumo

Este artigo tem como referência espacial e temporal a região Nordeste e a década de 1990, respectivamente. O seu objeto é fazer uma avaliação sobre as relações entre determinadas atividades produtivas, aquelas voltadas para as exportações inter-regionais e/ou internacionais e aquelas atividades endógenas que visam ao mercado interno da região. O seu conteúdo envolve um levantamento de fatos da economia brasileira nesta década e a aplicação de instrumentos de análise regional visando testar o impacto dos setores de exportação na economia nordestina.

Palavras-chave:

Região Nordeste, Desenvolvimento regional, Região Nordeste-Setores produtivos, Região Nordeste-Exportação, Região Nordeste-Mercado Interno, Região Nordeste-Emprego.

1 - INTRODUÇÃO

Para se analisar o crescimento de uma dada região, faz-se necessário identificar os elementos explicativos que impulsionam as suas atividades econômicas endógenas, os quais podem estar relacionados à infra-estrutura, aos recursos naturais e humanos, ao padrão tecnológico, às políticas setoriais, ao tipo e fins de atividades produtivas etc. O artigo adota a região Nordeste como objeto de estudo através da seleção e classificação de setores de atividades de produção, visando analisar os impactos de um certo grupo de atividade no crescimento regional.

A região Nordeste é escolhida para estudo no contexto de uma amplitude espacial que tem o Brasil como referência. A matriz de informação está configurada através de atividades setoriais e de nove sub-regiões representadas pelos estados nordestinos e de mais quatro colunas referentes às demais regiões brasileiras. Identificada a natureza das atividades setoriais entre o seu perfil exportador e a sua produção voltada para o mercado regional, buscou-se uma relação funcional para dar sustentação científica à avaliação da importância de setores exportadores no crescimento da região. Esta relação é tratada através do modelo da base de exportação desenvolvida por Douglas North, o qual define o dinamismo endógeno da economia como resultado do impulso de suas atividades produtivas exportadoras.

São definidos como variável-base para a análise os dados de vínculos de emprego formal extraídos da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), segundo a composição de cinco grandes setores, a saber: extrativa mineral, indústria de transformação, comércio, serviços e agropecuária. Em razão de mudanças ocorridas na economia durante a década de 1990, em que a abertura comercial tem sido um dos princípios norteadores que orientou as economias regionais, foram selecionados para o estudo os anos de 1994, 1998 e 2000.

Os procedimentos de aferição e análise empírica foram feitos através da aplicação do quociente de localização, o qual identifica os grupos de atividades

voltados para a exportação e os voltados para o mercado interno, para, a seguir, fazer as regressões que relacionam estes dois grupos de atividades, bem como o cálculo do multiplicador de emprego regional gerado pelo grupo de atividade de exportação. Com estas técnicas da análise regional, o artigo procura contribuir com alguns esclarecimentos sobre o desempenho das mudanças da economia nordestina nos anos 1990. Desta forma, faz-se, através da análise dos impactos de setores de exportação na atividade produtiva endógena, uma inquirição sobre a tendência ou não de ampliação da economia nordestina em tempos de integração global.

O artigo contém mais quatro seções além desta introdução. A seção 2 levanta alguns fatos recentes e interpretações envolvendo o comportamento da economia brasileira na década de 1990. A seção 3 apresenta os procedimentos da análise regional através da utilização do quociente de localização, do modelo da base exportadora e do multiplicador de emprego. A seção 4 contém a análise dos resultados econométricos apurados e do efeito multiplicador. E a seção 5, as conclusões finais.

2 - FATOS RECENTES

Com o advento da economia globalizada ancorada em novos processos produtivos, a inserção do Brasil ocorre a partir da segunda metade da década de 1980 e com efetivo vigor na década seguinte. A década de 1990 consolida um novo marco estratégico de desenvolvimento regional fundado no princípio da fragmentação. A ruptura com a visão de um estado promotor do desenvolvimento nacional, a partir da integração de suas regiões, teve início com a política de abertura externa adotada no governo Collor em 1990, a qual foi intensificada através do Plano Real, iniciado em julho de 1994, e do processo de privatização de estatais durante o então governo Fernando Henrique Cardoso.

A fragmentação regional se caracteriza pela formação de ilhas de produtividade, que se traduzem no fato de determinados locais se tornarem mais ou menos dinâmicos. O êxito para tal situação envolve a capacidade local de ter em disponibilidade alguma

infra-estrutura material (portos, aeroportos, estradas, saneamento, energia etc.), infra-estrutura imaterial (instituições de pesquisa, um padrão educacional satisfatório etc.), e instrumentos de incentivos fiscais e de crédito. Uma combinação destes itens possibilita a obtenção de resultados em relação aos acontecimentos nos *fronts* externo e interno.

As razões exógenas que estimularam uma nova configuração nas estratégias de governo, no que tange à questão do desenvolvimento regional, foram resultado da influência e/ou exigência da dinâmica de uma economia globalizada, a qual direciona os seus integrantes a privilegiar a lógica de mercado e a capacidade tecnológica como fatores condutores da integração e das vantagens competitivas. Já internamente, este fato se deu em razão da adoção de uma nova visão de desenvolvimento, pois o poder público, procurando se ajustar às novas regras internacionais, retira-se de suas funções de planejador e integrador regional e passa, através do modelo de agências reguladoras, executoras e de desenvolvimento, a agir no sentido de privilegiar o mercado, bem como, implicitamente, delega às iniciativas locais ou regionais a sua capacidade de se integrar com a nova realidade econômica que se apresenta.

A relação orgânica da atual configuração econômica deve-se a fatores de natureza estrutural e conjuntural que provocaram o rompimento do modelo de desenvolvimento regional baseado na integração nacional e no planejamento estatal. Estes fatores estão ancorados em dois pressupostos – novas tecnologias e desregulamentação da economia¹ –, os quais, reestruturando a produção e definindo novas estratégias de mercado, fundamentam o fenômeno da globalização. Os efeitos regional e industrial se deram, respectivamente, através de uma visão de desenvolvimento fragmentado e de um pro-

cesso de desintegração vertical, de desindustrialização e do aparecimento da empresa *footloose*.

Considerando esse novo quadro da economia na década de 1990, foram escolhidos para análise os anos de 1994, 1998 e 2000. A escolha destes anos deveu-se à adoção de um critério em que se subdivide a economia brasileira em três fases: abertura comercial (1990/94), estabilidade econômica (1995/98) e de flexibilidade cambial (1999/00).

A primeira fase representa, com efeito, a entrada da economia brasileira no mundo globalizado. Isto se explica através de fatos interligados de ordem externa e interna.

As motivações externas envolvem uma nova lógica do movimento internacional do capital em que, na busca de formação de excedentes, a localização de seus investimentos deixa de ter uma visão voltada para a formação de mercados internos nacionalizados em países em fase de industrialização e passa a gerar produtos que sejam competitivos em termos mundiais. Este comportamento reflete os ganhos de rendas tecnológicas que fundamentam as vantagens competitivas² e provoca o enfraquecimento de projetos nacionais de desenvolvimento, resultando na configuração de um desenvolvimento regional fragmentado.

No âmbito interno, tratou-se de uma fase de ajuste econômico que norteou a inserção do Brasil no mundo globalizado. Este ajuste se deu em vista da implementação de várias medidas de estímulo à competitividade.

A abertura comercial toma corpo a partir dos primeiros anos da década, na medida em que o então novo governo, imbuído de uma visão neoliberal, adota medidas sintonizadas com os dois pressupostos que sustentam a flexibilidade econômica – tecnologia e desregulamentação – e começa a fazer a re-

¹ O novo padrão técnico de produção resultou em mudanças nos processos produtivos e organizacionais, no perfil da mão-de-obra e na sua gestão, bem como em uma nova dinâmica de mercado de bens de produção e de consumo. A desregulamentação iniciada com a nova ordem monetária internacional através do fim do acordo de *Bretton Woods*, em 1971, tornou livre o fluxo de capitais financeiro, comercial e produtivo.

² O atual padrão técnico define um modelo de produção flexível no que tange à estrutura e gestão produtiva, gerando produtos com menor custo e de maior teor tecnológico, que são bases para a competitividade internacional.

forma do Estado, a liberalização das importações e, em 1991, se oficializa o Mercosul. Apreende-se também a decolagem dos processos de reestruturação da produção através de reformas introduzidas na estrutura de produção e gestão das empresas, gerando, segundo Azevedo e Toneto Junior (1999), um “[...] processo inicial de ajuste das empresas à maior concorrência externa, o que implicou o fechamento de unidades e a extinção de postos de trabalho.”

A segunda fase é marcada tanto por alguns resultados do ajuste feito frente à abertura do comércio externo como pela estabilidade econômica patrocinada pelo Plano Real. Visando ao controle da inflação, o plano apoiou-se em uma âncora cambial valorizada e em uma política de juros altos, resultando em um menor crescimento das exportações frente às importações³ e na sustentação de reservas cambiais. Desta forma, foram estimuladas as importações de bens o que provocou uma pressão competitiva em determinados setores internos e plantas empresariais sediadas no sul do país, resultando nos processos de realocação espacial de empresas na busca de redução de custos de mão-de-obra e/ou de logística. A região Nordeste foi beneficiada com a instalação de algumas plantas ligadas a setores que, tradicionalmente, são considerados de trabalho intensivo, a exemplo dos setores têxtil e calçadista.⁴

A terceira fase se inicia em janeiro de 1999 com o ataque especulativo, que implicou na introdução do câmbio flexível acompanhado de uma desvalorização em torno de 47%. Diante de um quadro de altas taxas de juros, o reflexo desta desvalorização nas transações correntes é atenuado no curto prazo, o que já tem sido abordado na literatura sobre a curva J.⁵ Nesse período, verifi-

ca-se uma redução nos processos de realocação de plantas no país em razão de incertezas geradas tanto por instabilidades externas quanto pelos resultados da nova *performance* da economia sob a gestão de um câmbio flutuante. Apesar disso, alguns investimentos diretos externos ocorreram no território brasileiro, a exemplo de plantas industriais do setor automotivo.

O atual quadro econômico mostra claramente a importância de atividades voltadas para a exportação, pois se apreende que, diante das novas exigências da economia contemporânea, qualquer política de desenvolvimento regional coloca na sua agenda a questão do mercado extra-regional e internacional, pois é através dos movimentos de regionalização e de globalização que se constroem as atuais regiões dinâmicas. Desta forma, o uso do modelo da base exportadora que, apesar de apresentar suas limitações, torna-se ainda útil para subsidiar uma análise regional de desenvolvimento.

3 - MODELO DE ANÁLISE REGIONAL

Para efeito de análise regional são utilizadas, de forma integrada, medidas dos quocientes de localização, o modelo da base exportadora e o multiplicador de emprego. A variável *proxy* adotada é o nível de emprego formal, que pode ser considerado como a variável-espelho da renda. Em termos de atividades de produção, foram selecionados subsectores pertencentes aos seguintes setores: extrativa mineral, indústria de transformação, comércio, serviços e agropecuária (incluindo extrativa vegetal, caça e pesca). A amplitude espacial da matriz de informação se refere ao Brasil e é constituída por cada Estado da região Nordeste (Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe e Bahia) e pelos totais das regiões Norte, Sudeste, Sul e Centro-Oeste. A matriz de informação é representada pela seguinte notação algébrica.⁶

³ Com base em dados do Banco Central, em <www.bcb.gov.br>, a balança comercial acusou déficits de -US\$3.466 milhões em 1995 e -US\$6.575 milhões em 1998, o que refletiu um crescimento aproximado de 10% e de 15% nas exportações e importações, respectivamente.

⁴ Essas indústrias procuraram combinar a racionalização de custo envolvendo a sua adaptação aos novos padrões de produção, como a disponibilidade de mão-de-obra e matérias-primas.

⁵ As várias interpretações que explicam a curva J podem ser vistas em Krueger (1983), Meade (1988), Krugman e Obstfeld (1991) etc.

⁶ Em razão de suas grandes dimensões, não foram colocadas em anexo as matrizes anuais de informação, de atividades produtivas básicas e não-básicas, e as de quocientes locacionais.

Matriz de Informações

Setores (i)	Regiões (j)		Σ
	1	m	
1	E_{11}	E_{1m}	$\Sigma_j E_{1j}$
...			
n	E_{n1}	E_{nm}	$\Sigma_j E_{nj}$
Σ	$\Sigma_i E_{i1}$	$\Sigma_i E_{im}$	$\Sigma_i \Sigma_j E_{ij}$

Em que:

$$E_{it} = \Sigma_i \Sigma_j E_{ij}$$

$$E_{tj} = \Sigma_j \Sigma_i E_{ij}$$

$$E_{tt} = \Sigma_i \Sigma_j E_{ij} = \Sigma_j \Sigma_i E_{ij}$$

Sendo: E_{ij} , o emprego no subsetor i de cada estado e região j ; E_{it} , o emprego no subsetor i de todos os estados e demais regiões; E_{tj} , o emprego em todos os subsetores de cada estado e região j ; E_{tt} , o emprego em todos os subsetores de todos os estados e regiões; t = é o total de subsetores ou de estados e regiões; i são os subsetores ($i = 1, \dots, n$); j são os estados e regiões ($j = 1, \dots, m$); n é o número de subsetores; e m é o número de estados e regiões, tal que $n > m$.

São calculados os quocientes de localização de cada subsetor por estado e região, visando à identificação de atividades voltadas para exportação e para o consumo interno no âmbito da amplitude espacial do Brasil. Como o estudo visa avaliar a região Nordeste, são utilizados na análise apenas os quocientes locais de cada estado nordestino, os quais apreendem se determinadas atividades estão direcionadas para o mercado desta região ou para as exportações inter-regionais e/ou internacionais. Com base nas matrizes de informação, este quociente compara: a participação percentual de uma atividade qualquer em um dado estado ou região no total dos estados e regiões, com a participação percentual de todas as atividades de cada estado ou região no total do Brasil. Os valores calculados expressam medidas visando comparar as atividades especializadas de cada estado da região Nordeste

e das demais regiões. Desta forma e em relação ao Nordeste, é possível identificar quais atividades estão direcionadas para exportação ou para o mercado interno da região.

Adotou-se o critério de que o subsetor exportador só representa o Nordeste, se o mesmo apresentar no mínimo cinco dos nove estados nordestinos, diga-se, de 55% do total dos estados, em que o seu quociente locacional é maior do que 1.⁷ Usando a variável emprego, o quociente de localização é expresso e é interpretado para o conjunto de estados e subsetor representativo do Nordeste da seguinte forma:

$$QL_{ij} = (E_{ij} / E_{it}) / (E_{tj} / E_{tt}) \quad (1)$$

$QL_{ij} > 1$: A especialização da região Nordeste j no subsetor i é superior à especialização deste subsetor no país, tratando-se de uma atividade de exportação da região j , diga-se de uma atividade básica.

$QL_{ij} < 1$: A especialização da região Nordeste j no subsetor i é inferior à especialização deste subsetor no país, tratando-se de uma atividade voltada para o mercado interno da região j , diga-se, de uma atividade não-básica.⁸

⁷ Com este critério, não se leva em conta o quociente isolado de cada estado e sim o conjunto de estados que definem o papel do subsetor em relação à exportação da região Nordeste.

⁸ Os $QL_{ij} = 1$ não foram considerados, em razão da hipótese de especialização idêntica entre a região Nordeste e o país.

Determinadas as matrizes dos quocientes de localização, se constroem as amostras utilizadas nas regressões do modelo da base de exportação para os anos de 1994, 1998 e 2000. A amostra se baseia nos dados anuais de emprego formal da RAIS. Para evitar problemas de dispersão de dados, foram selecionados os subsetores que, em sua totalidade, possuíam mil ou mais vínculos empregatícios ao final de cada ano escolhido.

O modelo da base exportadora surgiu a partir dos estudos de Douglas C. North, que procurava formular uma nova explicação sobre as causas do crescimento regional, pois as teorias da localização até então aceitas como verdadeiras, na opinião deste autor, não dispunham de subsídios suficientes para oferecer um esclarecimento coerente. Este modelo parte da idéia de que é admissível a separação da atividade produtiva de uma região em dois grupos de setores, um de natureza exportadora e outro grupo constituído de setores voltados para demanda interna. Estas atividades exportadoras (colocadas como básicas) têm sua finalidade para os mercados fora da região e as atividades de demanda interna (chamadas de não-básicas) têm como destino os mercados locais. Destarte, a ampliação dos mercados externos resultaria em crescimento das atividades não-básicas (NORTH, 1977).

Para efeito de ilustração, as duas citações, a seguir, mostram a devida importância deste modelo como um instrumento de avaliação regional: “o fundamento da teoria é o sucesso que a base exportadora é determinante na taxa de crescimento das regiões. Além disso, para compreender esse crescimento, devemos examinar os fatores locais que possibilitaram o desenvolvimento dos produtos básicos”. (NORTH, 1977); “(...) a teoria da base exportadora investiga o emprego de uma certa área por meio de forças exteriores à região: a demanda de outras regiões de bens e serviços produzidos na área que está sendo analisada”. (SCHICKLER, 1974).

Considerando apenas a região Nordeste, o modelo da base exportadora nesta análise envolve

as variáveis: E_{tt} , emprego total dos subsetores nordestino; E_{ij_B} , emprego dos subsetores básicos; e $E_{ij_{NB}}$, emprego dos subsetores não-básicos. Fazendo as devidas transformações algébricas, se deduz a formulação do modelo.

$$E_{tt} = E_{ij_B} + E_{ij_{NB}} \quad (2)$$

$$\alpha = E_{ij_{NB}} / E_{tt} \quad (3)$$

$$E_{tt} = [1 / (1 - \alpha)] \cdot E_{ij_B} \quad (4)$$

$$k = 1 / (1 - \alpha) \quad (5)$$

$$E_{ij_{NB}} = \lambda + \alpha \cdot E_{tt} \quad (6)$$

$$E_{ij_{NB}} = \beta_0 + \beta_1 \cdot E_{ij_B} \quad (7)$$

Sendo: α = relação de proporcionalidade ($0 < \alpha < 1$);

k = multiplicador de emprego ($k > 1$);

λ = emprego autônomo;

$\beta_0 = \lambda / (1 - \alpha)$ = parâmetro linear;

$\beta_1 = \alpha / (1 - \alpha)$ = parâmetro de regressão;

$_{NB}$ = subsetores não-básicos ($_{NB} = 1, \dots, p$);

$_B$ = subsetores básicos ($_B = p + 1, \dots, q$);

p = número de subsetores não-básicos;

q = número de subsetores básicos;

$n = p + q$ = número de subsetores;

j = região nordestina.

A relação de proporcionalidade (α) é a propensão de a região consumir parte de sua produção total. Geralmente, como nesta aplicação, é considerado um valor constante para (α) em cada ano; contudo, é possível ocorrerem, ao longo do tempo, variações devido a mudanças na região em relação à distribuição da renda, aos hábitos de consumo, na composição da demanda regional etc. Ocorrendo isto, quanto maior for (α) maior será o impacto das atividades básicas sobre as atividades não-básicas.

$$\Delta\alpha > 0 \rightarrow \partial E_{ij_{NB}} / \partial E_{ij_B} > 0 \quad (8)$$

A demonstração desta relação se verifica através do multiplicador (k). Apreende-se que quanto maior for o seu valor, maior é a dependência da região em relação ao mercado nacional e/ou internacional, pois (k) define o impacto do emprego das atividades básicas no emprego total da região. Assim, quanto maior for α , maior será k , resultando no aumento

no emprego total da região, que repercute numa elevação do emprego não-básico.

$$\Delta\alpha > 0 \rightarrow \Delta k > 0 \rightarrow E_{tt} / \partial E_{ij_B} > 0 \\ \rightarrow \partial E_{ij_{NB}} / \partial E_{tt} > 0 \rightarrow E_{ij_{NB}} / \partial E_{ij_B} > 0 \quad (9)$$

A especificação econométrica do modelo assume as propriedades básicas da regressão simples sob o método dos mínimos quadrados, tendo como representação funcional a seguinte equação de regressão:

(10)

sendo: $\hat{\beta}_0 = E(\beta_0)$: estimador de β_0 ;

$\hat{\beta}_1 = E(\beta_1)$: estimador de β_1 ;

ε = Erro aleatório

4 - ANÁLISE DOS RESULTADOS

Os testes estatísticos das regressões *cross-section*, referentes aos anos de 1994, 1998 e 2000, dos modelos econométricos estimados através dos mínimos quadrados ordinários estão descritos a seguir.⁹

Os coeficientes estimados através do teste estatístico apresentado na Tabela 1 podem ser divulgados da seguinte maneira:

$$E_{ij_{NB}} = 3441,38 + 0,3887.E_{ij_B} \quad (11) \\ (1,9946) \quad (5,9447)$$

Em 1994, constata-se que os coeficientes β_0 e β_1 são positivos e significativos nos níveis de 10% e de 5%, respectivamente, pois as suas estatísticas *t-Student*, 1,9946 e 5,9447, são maiores em relação aos valores críticos 1,711 (10%) e 2,064 (5%), respectivamente, rejeitando-se a hipótese nula de que tais parâmetros estimados sejam iguais a zero. O teste F apresenta um valor calculado de 35,3399, que é superior ao valor crítico encontrado (4,26) para o nível de significância estatística de 5%, e com 1 e 24 graus de liberdade no numerador e no denominador, respectivamente, confirmando a existência da regressão linear.

O coeficiente de determinação R^2 explica 59,56% da aplicação do modelo da base exportadora no Nordeste, ou seja, este percentual explica a variação que as atividades básicas exercem sobre as atividades não-básicas no emprego total da região. É necessário citar que cerca de 40,44% das variações da variável dependente são provenientes de outras variáveis ou fatores exógenos que não foram incorporados no modelo econométrico.

Para verificar a existência ou não de heterocedasticidade na amostra utilizada, aplicou-se o teste de Golfeld-Quandt, o qual não detectou esta anomalia, pois o F calculado de 1,39 é inferior ao F crítico de 2,82, encontrado a 5% de significância. Assim, não há heterocedasticidade, podendo-se aceitar a hipótese nula de que os resíduos do modelo são homocedásticos.

Tabela 1 - Estimações econométricas para o ano de 1994

Variáveis	Coeficientes	Erro-padrão	t-Student	Significância	R ²	F (1,24)	n
Constante	3441,38	1725,31	1,9946	0,05756	59,56%	35,3399	26
E _{ij_B}	0,3887	0,0654	5,9447	3,90387E-06			

Fonte: Elaboração dos autores.

⁹ Os parâmetros contidos nas Tabelas 1, 2 e 3 foram retirados da listagem de computador sobre as regressões *cross-section* estimadas.

Tabela 2 – Estimações econométricas para o ano de 1998

Variáveis	Coefficientes	Erro-padrão	t-Student	Significância	R ²	F (1,23)	N
Constante	2114,60	1483,3718	1,4255	0,167433	74,47%	67,0789	25
Eij _B	0,5217	0,0637	8,1902	2,85956E-08			

Fonte: Elaboração dos autores.

Os coeficientes estimados na Tabela 2 podem ser divulgados da seguinte maneira:

$$Eij_{NB} = 2114,60 + 0,5217.Eij_B \quad (12)$$

(1,4255) (8,1902)

Em 1998, verifica-se que os coeficientes β_0 e β_1 são positivos e no nível de 5%. β_1 é significativo, pois o seu valor calculado da estatística *t-Student*, 8,1902, é maior do que o valor crítico, 2,069, fazendo com que se rejeite a hipótese nula. O teste F, com graus de liberdade, 1 no numerador e 23 no denominador, confirma a existência da regressão linear estimada, dado que o valor calculado de 67,0789 é superior ao valor tabelado (4,26) no mesmo nível de significância.

Por outro lado, o coeficiente de determinação R² estimado faz explicar que o modelo da base exportadora possui uma aplicação de 74,47% na região Nordeste, deduzindo-se que cerca de 25,53% das variações da variável dependente são provenientes de outras variáveis ou fatores exógenos que não fazem parte deste modelo econométrico.

O teste de Golfeld-Quandt acusou ausência de heterocedasticidade, em razão de o F calculado de 2,43 ser inferior ao F crítico de 3,23, tabelado a 5% de significância, o que faz aceitar-se a hipótese nula de que os resíduos do modelo são homocedásticos.

Conforme a Tabela 3, os coeficientes estimados são os seguintes:

$$Eij_{NB} = 1280,46 + 0,6837.Eij_B \quad (13)$$

(0,7298) (8,5557)

Em 2000, os valores de β_0 e β_1 foram positivos e o teste *t-Student* da estatística calculada de β_1 , 8,5557, para o nível de 5% de significância, supera o valor crítico de 2,048, rejeitando-se a hipótese nula de que o parâmetro estimado é igual a zero. Para o mesmo nível de significância, o valor calculado de F é igual a 73,1998, sendo maior do que o valor tabelado de 4,20, com graus de liberdade, 1 no numerador e 28 no denominador, ratificando a existência da regressão linear.

O valor do R² estimado para o ano de 2000 faz explicar que o modelo da base exportadora possui uma aplicação de 72,33% no Nordeste, fazendo este percentual explicar a variação que as atividades básicas possuem sobre as atividades não-básicas no emprego total da região. Assim, cerca de 27,67% das variações da variável dependente são provenientes de outras variáveis ou fatores exógenos não agrupados ao modelo.

Ao se aplicar o teste de Golfeld-Quandt para verificar a presença de heterocedasticidade, constatou-se que esta irregularidade não se apresenta na amostra pesquisada, pois se encontrou um F cal-

Tabela 3 – Estimação econométrica para o ano de 2000

Variáveis	Coefficientes	Erro-padrão	t-Student	Significância	R ²	F (1,28)	n
Constante	1280,46	1754,61	0,7298	0,4715886	72,33%	73,1998	30
Eij _B	0,6837	0,0799	8,5557	2,674E-09			

Fonte: Elaboração dos autores.

culado de 2,18, que é inferior ao F tabelado de 2,82 em nível de significância de 5%. Isto faz decidir pela aceitação da hipótese nula de que os resíduos do modelo são homocedásticos.

4.1 - O Multiplicador de Emprego

Em razão da consistência das regressões do modelo da base de exportação em cada ano de 1994, 1998 e 2000, a Tabela 4 mostra o coeficiente de proporcionalidade (α) e o multiplicador de emprego (k) em cada ano pesquisado no Nordeste.

O multiplicador de emprego expressa a relação entre a atividade básica e o nível de emprego total da região. Em 1994, o multiplicador de emprego foi de 1,63. Isto significa dizer que, para um aumento de 10% no emprego das atividades básicas, criaram-se 16,3% no emprego total da região Nordeste. O mesmo raciocínio se faz para os anos 1998 e 2000, a partir de seus correspondentes multiplicadores de emprego, os quais mostram que, para um crescimento de 10% no emprego básico, foram gerados 16,8% e 17,9% empregos na região para os respectivos anos de 2000.

De acordo com os valores obtidos para o multiplicador de emprego em cada ano, apreende-se que os seus impactos na região têm sido bastante satisfatórios, indicando uma tendência de ampliação na estrutura das atividades produtivas e de uma maior ligação com os mercados nacional e internacional. Este fato pode ser explicado tanto pelos processos de realocização de indústrias – setores têxteis, calçados, alimentos etc. – como pela produção de bens mais competitivos, em razão de novas estruturas produtivas à base de novos processos tecnológicos, os quais se difundem com maior vigor no mercado exportador, refletindo no emprego em setores endógenos.

No entanto, cabe fazer algumas observações sobre esses resultados, pois, como se trabalha com dados da RAIS, temos vantagens e desvantagens. Dentre as vantagens, registra-se uma base de dados bastante detalhada como alto nível de desagregação setorial e geográfica, bem como a grande uniformidade das informações, que viabiliza relativizar a distribuição regional de atividades econômicas ao longo do tempo. Quanto às limitações, temos: 1) a forma de coleta na sua natureza de emprego formal e/ou no critério por vínculo (neste, uma mesma pessoa pode estar registrada mais de uma vez, por ter mais de um emprego); 2) o método de autoclassificação na obtenção dos dados primários sem o devido rigor em relação à consistência das informações; 3) a possibilidade de imprecisões no que tange à classificação das informações, enquanto empresa ou estabelecimento; 4) no uso de emprego como variável-base, corre-se o risco de não apreender os diferenciais inter-regionais de padrão técnico e de produtividade.

A evolução crescente do multiplicador de emprego entre os três anos está sinalizando uma expansão dos fluxos exportadores das atividades produtivas básicas da região Nordeste, o que demonstra uma sintonia com os fundamentos da economia globalizada. A explicação desta técnica de análise regional sobre este fato envolve um outro aspecto que se apresenta através do coeficiente de proporcionalidade (α), pois, como os seus resultados para a economia nordestina foram, respectivamente, de 0,3883, 0,4059 e 0,4412, para os anos de 1994, 1998 e 2000, temos uma tendência de aumento relativo do emprego endógeno em relação ao emprego total da região Nordeste. A evolução crescente de (α) mostra a compatibilidade dos resultados dos testes econométricos, na medida em que, nos três

Tabela 4 – Multiplicador de emprego para 1994, 1998 e 2000

ANOS	α	K
1994	0,3883	1,63
1998	0,4059	1,68
2000	0,4412	1,79

Fonte: Equações (3) e (5).

anos, as regressões acusaram consistência em seus parâmetros.

5 - CONCLUSÃO

À guisa de conclusão, se deduz um quadro histórico para a economia nordestina em que três estágios podem ser bem delimitados. Um primeiro, que se encerra em torno da década de 1960, caracterizou-se por ser uma economia estritamente exportadora de bens primários de baixa cadeia produtiva. Um segundo, que se inicia na década de 1970, em que a região se industrializa e se especializa na produção de bens intermediários, tornando-se fornecedora para o restante do país. Um terceiro, que se refere à década de 1990, em que se firmou como uma região produtora de bens em geral – intermediários e de consumo –, tanto para o mercado regional como também para as exportações inter-regionais e internacionais.

Como neste último estágio se verifica a inserção do Brasil no mundo globalizado, os processos de abertura e de flexibilidade de mercado definiram estratégias econômicas do país e de suas regiões visando à produção de bens competitivos. Os setores exportadores são relevantes no sentido de absorção de rendas de comércio, contudo, cabe verificar se o seu papel se limita apenas a este objetivo. Desta forma, definiu-se como objeto deste artigo avaliar as relações entre determinadas atividades produtivas de exportações inter-regionais e/ou internacionais e aquelas atividades voltadas para o mercado interno da região. O objetivo deste intento foi o de apreender o impacto de setores de exportação na economia da região, utilizando-se como variável-base o emprego formal.

A partir da consistência dos testes estatísticos das regressões e sobre, especificamente, a variável explicativa do modelo, diga-se, da variável que representa as atividades exportadoras da região, ressalta-se o poder de explicação do modelo em 60% para 1994, em 75% para 1998 e em 72% para 2000, restando apenas, para os respectivos anos, 40%, 25% e 28%, outras variáveis exógenas não captadas no modelo que explicam o emprego em setores en-

dógenos. Diante, também, da análise dos multiplicadores de emprego, pode-se concluir que este estudo sinaliza para a afirmação de uma tendência de ampliação dos setores produtivos da região Nordeste, bem como o fortalecimento de ligações entre dois setores – externo e interno – da economia.

Esta conclusão torna clara a relevância de se conceber que, nos tempos atuais, de economia globalizada, não faz mais sentido tanto uma estratégia de desenvolvimento econômico baseado em princípios estritamente intra-regionais, autônoma e autárquica, como também uma economia voltada totalmente para a exportação sem *linkages* como a economia interna. O que se deduz é uma integração orgânica entre os setores de exportação e das atividades endógenas.

Abstract:

This paper has its spatial and temporal concerning in the Northeast region and the decade of 1990, respectively. Its goal is making an evaluation about the relations among proposeful productive activities, those ones related to inter-regional and/or international export, and those endogenous activities that aim the internal market of the region. Its contents involves a survey of facts related to the Brazilian economy in that decade, and the application of regional analysis tool, in order to test the impact of the export sectors in the Northeast economy.

Key words:

Region Northeast, Regional development, Region Northeast-Productive Sectors, Region Northeast-Export, Region Northeast-Internal Market, Region Northeast-Employment.

REFERÊNCIAS

AZEVEDO, P. F. de; TONETO JÚNIOR, R. Fatores determinantes da realocação industrial no Brasil na década de 90. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 27., Belém, 1999. *Anais...* Belém: ANPEX, 1999. p. 1363-1380.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.

HADDAD, P.R. Medidas de localização e de especialização. In: HADDAD, P.R. **Economia regional**: teorias e métodos de análise. Fortaleza, BNB, 1989. 694 p. (Estudos Econômicos e Sociais, 36).

KMENTA, J. **Elementos de econometria**. Tradução de Carlos Roberto Vieira de Araújo. São Paulo: Atlas, 1978. 670 p.

KRUEGER, A. **Exchange rate determination**. Cambridge: Cambridge University Press, 1983.

KRUGMAN, P.; OBSTFELD, M. **International economics**. 2nd ed. New York: Harper Collins, 1991.

MEADE, E. E. Exchange rates, adjustment, and the J curve. **Federal Reserve Bulletin**, 74, p. 633-644, 1988.

NORTH, D. C. Teoria da localização e crescimento econômico regional. In: Schwartzman, J. (Org.). **Economia regional**. Belo Horizonte: CEDEPLAR, 1977, p. 291-313.

PIFFER, M. **A dinâmica do oeste paranaense**: sua inserção na economia nacional. 1997. 169 f. Dissertação (Mestrado), Universidade Federal do Paraná - UFPR, Curitiba, 1997.

RICHARDSON, H. W. **Economia regional**: teoria da localização, estrutura urbana e crescimento regional. Rio de Janeiro: Zahar, 1969. 421 p.

SCHICKLER, S. A teoria da base econômica regional: aspectos conceituais e testes empíricos. In: HADDAD, P. R. (Org.). **Planejamento regional**: métodos e aplicação ao caso brasileiro. 8. ed. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1974, p. 7-51. (Série Monografias).

SCHWARTZMAN, J. A teoria da base de exportação e o desenvolvimento regional. In: HADDAD, P. R. (Org.). **Desequilíbrios**

regionais e descentralização industrial. Rio de Janeiro. IPEA/IPLAN, 1975, p. 37-91. (Série Monografia, 16).

SOUZA, N. J. de. **Desenvolvimento econômico**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 1997. 415 p.

Recebido para publicação em 17.FEV.2003

Impactos na Geração de Empregos e Renda da Implantação do Projeto Pontal no Vale do São Francisco

Tiago Farias Sobel

** Bolsista de Iniciação Científica e Aluno do Departamento de Economia (PIMES), Universidade Federal de Pernambuco (UFPE)*

Ecio de Farias Costa

** Professor de Economia, Departamento de Economia/Pós-Graduação em Economia, (PIMES), Universidade Federal de Pernambuco (UFPE); M.S. e Ph.D. em Economia Agrícola, University of Georgia, 2001.*

Resumo

O presente trabalho estima os impactos diretos e indiretos gerados pelo Projeto de Irrigação do Pontal sobre os níveis de emprego e renda da região do Vale do São Francisco. O Projeto de Irrigação do Pontal vem sendo desenvolvido pela Companhia de Desenvolvimento dos Vales do São Francisco e do Parnaíba (CODEVASF) em Petrolina, visando ao desenvolvimento regional. O estudo utiliza coeficientes técnicos de emprego e renda para a região Nordeste. Procurou identificar quais setores e regiões são mais beneficiados com a implementação de tal projeto, descrevendo a dinâmica de como tais efeitos podem ocorrer na economia. Conclui que o Projeto de Irrigação do Pontal contribui para o desenvolvimento não só da cidade de Petrolina, como também da região Nordeste, através de seus impactos diretos e indiretos sobre os níveis de emprego e renda.

Palavras-chave:

Irrigação, Emprego e Renda-Nordeste, Projeto de Irrigação Pontal-Impactos.

1 - INTRODUÇÃO

A escassez de recursos econômicos aliada à grande quantidade de problemas ocasionados pela pobreza no Nordeste brasileiro torna indispensável a busca da máxima eficiência na alocação dos investimentos públicos na região. Fica, deste modo, imprescindível a procura de atividades na economia onde o investimento consiga gerar os máximos impactos positivos possíveis na região objeto da intervenção.

Dado este fato, é de suma importância que sejam feitas análises dos resultados esperados das políticas de investimentos públicos que visam ao desenvolvimento econômico regional. Esta análise tem como objetivo auxiliar na adoção de políticas públicas no que se refere a estimar a eficiência e os impactos que tais investimentos podem causar para a região. Neste contexto, o presente trabalho pretende estimar os possíveis impactos diretos e indiretos do Projeto de Irrigação do Pontal sobre os níveis de emprego e renda da região.

O Projeto Pontal vem sendo desenvolvido pela Companhia de Desenvolvimento dos Vales do São Francisco e do Parnaíba (CODEVASF) em Petrolina, que, nos últimos anos, consolidou-se junto a Juazeiro como um pólo de crescimento e desenvolvimento regional. Por situar-se numa região de clima tipicamente semi-árido (CODEVASF, 2001), sua implantação permite que áreas antes improdutivas passem a ser exploradas economicamente, beneficiando não só a comunidade local, mas também outras regiões do país através da criação de novas fontes de emprego e renda. O projeto, da mesma forma, cria condições para geração de divisas, por Petrolina ser um dos mais importantes pólos exportadores de frutas tropicais do país. Todos esses efeitos acabam afetando positivamente o nível de bem-estar social tanto de forma direta – variação de emprego e renda – como de forma indireta – aumento de divisas que propiciam investimentos governamentais na área social.

Portanto, por incidir diretamente na economia da região, envolvendo inclusive o dinheiro público, é

de suma importância fazer uma análise dos possíveis impactos de tal projeto de irrigação. E, ao estimar tais benefícios, aqui representados pelos níveis de emprego e renda, pode-se fazer uma análise crítica quanto aos resultados esperados e objetivos planejados para tal empreitada. A partir daí, as tomadas de decisões ganham um maior embasamento.

2 - O PROJETO PONTAL

2.1 - Características do Projeto

O Projeto Pontal vem sendo desenvolvido no município de Petrolina pela Companhia de Desenvolvimento dos Vales do São Francisco e do Parnaíba (CODEVASF) com recursos do governo federal. Suas obras tiveram início em 1983, com a promessa de levar água do rio São Francisco ao semi-árido de Pernambuco, irrigando uma área de cerca de 7,5 mil hectares. Constitui-se num projeto que visa oferecer a pequenos irrigantes e empresários que queiram produzir na região toda a infraestrutura de irrigação necessária ao cultivo agrícola. Amplia, desta forma, a área irrigada em Pernambuco, expandindo a sua agricultura competitiva. O custo do Projeto está estimado em R\$ 160 milhões, em que já foram gastos R\$ 85 milhões para sua implementação, mas ainda faltam R\$ 75 milhões para sua conclusão (NUNOMORA, 2003).

O Projeto Pontal possui uma área prevista de 7.540ha distribuídos em 797 lotes. Sua implantação está sendo subdividida em duas áreas: a área Sul, com 3.510ha., com o fim das obras previsto para 2003; e a área Norte, com 4.030ha., com previsão para 2005. Na etapa Sul, estima-se que 314 pequenos irrigantes e 33 empresários sejam beneficiados, em uma área de 1.880 e 1.630ha, respectivamente. Já na etapa Norte, 401 pequenos produtores e 49 empresários devem ser beneficiados em áreas de 2.030 e 2.000ha, respectivamente. Em geral, os lotes familiares de pequenos irrigantes apresentam uma superfície agrícola útil de 6ha e os lotes de empresas, uma área que varia de 20 a 75ha.

Segundo Nunomora (2003), em maio de 2003, cerca de 90% da parte Sul já tinham suas obras concluídas, com a parte Norte praticamente intac-

ta. Acredita-se que as obras (parte Norte e Sul) podem ser concluídas em 2008.

Os produtores deverão investir principalmente na produção de frutas – banana, manga, coco, goiaba, melancia, maracujá, uva, pinha, abóbora – além de feijão e cebola. Pode-se destacar o cultivo de manga e uva, por apresentarem maiores taxas de lucratividade.

As elevadas taxas internas de retorno e os altos rendimentos das culturas irrigadas, predominantes na região, fazem com que o Projeto Pontal represente uma ótima alternativa de investimento ao empresário. Além disso, o projeto visa permitir que áreas antes improdutivas sejam exploradas economicamente, beneficiando a comunidade local.

2.2 - Características da Região

O Projeto Pontal está situado no município de Petrolina, localizado na região do Submédio do São Francisco, no Estado de Pernambuco (Mapa 1). Com uma área de 4.756,8km² e uma população de 218.336 habitantes em 2000, Petrolina vem destacando-se como um dos municípios brasileiros para os quais os investimentos públicos e privados para a agricultura irrigada moderna têm-se direcionado com mais abundância. Em consequência, vem apresentando uma das maiores taxas de crescimento econômico dentre os demais municípios da região Nordeste, nos últimos 30 anos. O PIB de Petrolina (em US\$ de 1997) cresceu cerca de 426% entre 1970 e 1996, passando de US\$ 87 milhões para US\$ 460 milhões (SAMPAIO, 1999). Segundo Oliveira *et al.* (1991), a melhoria nos indicadores da qualidade de vida da microrregião, como a queda na taxa de mortalidade e o aumento na expectativa de vida, faz com que a região apresente altas taxas de migração, tornando-se, assim, pólo de atração demográfica. Entre 1970 e 2000, o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) de Petrolina passou de 0,37 (CODEVASF, 2001) para 0,748 (ÍNDICE..., 2003). Já a População Economicamente Ativa (PEA) de Petrolina cresceu 543% entre 1960 até 1996, passando de 10.478 para 67.388 (SAM-

PAIO, 1999). Sampaio (1999) acredita que esses crescimentos da PEA e do PIB acima dos 70% podem ser atribuídos aos investimentos pioneiros na irrigação no município, já que 70% é “a taxa de crescimento registrada por municípios do semi-árido que, sendo em tudo semelhantes a Petrolina (num ano inicial de referência, por SAMPAIO tomado como 1970), não tiveram, entretanto, a implantação da agricultura irrigada em seus territórios”. Logo, os elevados índices de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) e da PEA são atribuídos à realização de investimentos públicos no município, ou seja, a implantação de Projetos de Irrigação.

Petrolina fica localizada às margens do rio São Francisco, no extremo oeste de Pernambuco, vizinha à cidade de Juazeiro, formando o Pólo Agroindustrial Petrolina/Juazeiro. Petrolina é conhecida como a Califórnia brasileira, por ser o mais importante exportador de frutas tropicais do Brasil. Localizado numa região semi-árida (CODEVASF, 2001), em pleno sertão nordestino, possui ótimo clima, com temperatura média anual de 26°C, bons solos e abundância de recursos hídricos para a irrigação. São mais de 70 mil ha já irrigados (com capacidade para 200 mil irrigáveis) com insolação de 3.000 horas/ano. Apresenta um baixo nível de precipitações pluviométricas, com uma média de 401mm/ano. Possui um longo período de estiagem de oito meses, de abril a novembro, constituindo um fator limitante para o desenvolvimento das atividades agrícolas de sequeiro na região, mas, ao mesmo tempo, um fator positivo por inibir a maior propagação de pragas e fungos.

Em resumo, essa região apresenta um quadro natural que, apesar da restrição climática caracterizada pela grande concentração estacional das chuvas, apresenta condições ambientais favoráveis à agricultura irrigada. Com investimentos do setor público, a região pode dispor de recursos hídricos que permitirão tornar produtivas extensas áreas não exploradas, através da prática da agricultura irrigada intensiva, com reflexos sobre a produção, a produtividade, o emprego e a renda.



Mapa 1 - Projeto Pontal

Fonte: CODEVASF (2002).

3 - REFERENCIAL TEÓRICO

A agricultura constitui um importante setor para economia mundial, principalmente em economias atrasadas (países em desenvolvimento). O Brasil está inserido neste grupo de países. A agricultura tem dado, historicamente, uma inquestionável contribuição ao processo de desenvolvimento do Brasil, participando na geração de emprego, renda e divisas. Segundo França (2001), o PIB do setor agropecuário brasileiro manteve uma participação variável da ordem de 8% a 10% entre 1990 e 1998. No entanto, calculando as cadeias do agronegócio, a sua participação passa a ser de 40% (FERNANDES, 1998), transformando-o na atividade econômica mais importante do país. Isso ocorre, pois a agroindústria (indústria voltada tipicamente para a agricultura) e uma série de serviços de armazenamento, transporte e beneficiamento, além da indústria de insumos máquinas e equipamentos, não existiriam sem a agropecuária.

Por sua vez, o Nordeste representa a região mais pobre do país. Esta região, por apresentar uma grande parte de suas terras situadas sob o clima árido/semi-árido com forte escassez de água, acaba

apresentando baixas produtividades agrícolas, ocasionando uma baixa renda *per capita* para as regiões secas, já que esta seria, praticamente, a única fonte de renda disponível para tais localidades. Apesar disso, segundo França (2001), a agropecuária emprega mais de 80% da população economicamente ativa da região. “Nesse contexto a agricultura irrigada apresenta-se como uma alternativa para a sustentabilidade econômica, não só do meio rural, onde se instale, mas do desenvolvimento regional da região semi-árida do Nordeste, ao oferecer várias opções de produção agrícola, promover a geração de empregos estáveis e melhorar a qualidade de vida regional, entre outros impactos positivos”, (FRANÇA, 2001).

A irrigação, a partir da década de 80, vem sendo fonte de vultosos estudos, pois provoca mudanças na estrutura econômica de onde se instala. Maffei; Irmão e Souza (1986) garantem que os investimentos governamentais em irrigação são imprescindíveis para o desenvolvimento da agricultura moderna.

Ao transformar os principais fatores relacionados à produção (terra, trabalho e técnica), a irrigação aumenta a produtividade da terra. A força motriz

do crescimento contínuo da produtividade da terra é o fluxo de melhoramentos na tecnologia aplicada à agricultura. De acordo com Johnston e Kylby (1977), “Quando uma nova tecnologia é adotada, a firma precisa atingir um nível mais alto de conhecimentos e ter à sua disposição uma faixa mais ampla de qualificações”. Por consequência, é perceptível um deslocamento imediato para fora da função de produção.

No Nordeste brasileiro, a modernização ficou restrita a determinadas zonas, em que o retorno pudesse ser retirado sem maiores dificuldades. Carvalho (1988) localiza essas áreas na Zona Litoral-Mata (principalmente com a cana-de-açúcar e cacau) e os chamados Vales Úmidos (onde predomina a agricultura irrigada). O principal êxito foi alcançado na região de Petrolina/Juazeiro, que, após implantação dos projetos de irrigação, vem apresentando níveis de produtividade altíssimos – principalmente, a partir da década de 1990, com o cultivo da fruticultura.

De acordo com Maffei e Souza (1987), o custo de produção é mais elevado nas culturas irrigadas por conta dos custos fixos que incidem diretamente na produção – uso de equipamentos de irrigação e requerimentos maiores de insumo e mão-de-obra. Porém, esse acréscimo de custo é compensado pelo aumento da produtividade e dos preços dos produtos; devido às culturas irrigadas terem preços mais elevados que as de sequeiro.

O aumento de produtividade em kg/ha/safra e em produto/ano (kg/ha/ano) dá condições para uma intensificação no uso da terra. Isto causa um impacto altamente positivo sobre a mão-de-obra, aumentando a sua demanda e reduzindo, consequentemente, sua sazonalidade, ao possibilitar a utilização da terra em períodos que, se não fosse a irrigação, estaria em entressafra. (MAFFEI; SOUZA, 1987).

A agricultura irrigada, segundo Carvalho (1988), acaba por incentivar o crescimento da indústria na região, exercendo influência direta e indireta sobre o mercado de trabalho na mesma. Após os projetos de irrigação (OLIVEIRA *et al.*, 1991), um grande número de estabelecimentos industriais ligados ao setor agrícola – agroeconômicos e agroindus-

triais – devem se fixar na região gerando, esses estabelecimentos, vários empregos.

Com a economia mais dinâmica, cresce o nível de renda e o efeito multiplicador de novos investimentos na região, contribuindo, logo, para o crescimento de renda *per capita* na região. A industrialização, por sua vez, juntamente com o desenvolvimento da agricultura irrigada, influencia indiretamente o setor de serviços, provocando efeitos positivos no nível de empregos.

Segundo Patrick (1972), essas políticas de investimento em irrigação, visando ao crescimento, são capazes de causar efeitos positivos na economia – empregos diretos, acréscimo de produção, aumento de produtividade, entre outros – e não atrair investimentos apenas agrícolas, mas também atrair investimentos não-agrícolas – agroindústrias, indústrias de manufaturas e insumos, serviços técnicos, educação, saúde, bancos, além de infra-estrutura – gerando desenvolvimento local.

Ainda, segundo Sampaio (1999), o capital público investido em infra-estrutura reduz os custos e os riscos do investimento privado e, desta forma, induz novos investimentos na região. Gera uma alavancagem direta, que inclui o capital privado investido em atividades diretamente relacionadas à agricultura irrigada, ou seja, capital investido pelos colonos, pelas empresas e pelas agroindústrias; e alavancagem indireta, que inclui investimentos decorrentes da expansão da agricultura irrigada (no comércio, em serviços, em pequenas indústrias de equipamentos, por exemplo) ou em infra-estrutura (melhoria de estradas, aeroportos, saúde e educação).

Este fato é observado por França (2001) e pode ser visto no pólo Petrolina/Juazeiro, por exemplo:

A ação governamental, por intermédio da implementação de perímetros públicos de irrigação, promoveu uma expressiva alavancagem de investimentos, tanto em irrigação privada, como em investimentos em agroindústrias, serviços, etc., principalmente nos últimos 30 anos, em várias regiões do Nordeste brasileiro.

Sendo assim, projetos de irrigação criam condições para o surgimento de uma nova estrutura produtiva na região onde estas são implantadas. Desta forma, apesar de, na maioria dos casos, estas regiões permanecerem bastante dependentes da agricultura irrigada como força motriz para o crescimento econômico; esse crescimento econômico gera condições para que tais regiões se tornem menos sensíveis a crises agrícolas que, por ventura, venham a ocorrer. Isto se deve a uma maior complexidade nas relações econômicas, fruto de um crescente grau de urbanização e industrialização local.

Segundo Silva (1989), essas regiões passarão a ter características de centros com fluxos migratórios. A população passará a dirigir-se para essas regiões, atraídas pelo aumento do dinamismo, em busca de emprego nos setores secundários e terciários. Segundo Lócio (1997):

O grande problema hoje nos perímetros de irrigação, nas áreas onde estas estão sendo implantadas, é o chamado impacto social. [...] A atração pelo emprego é determinante (tem cidades e municípios de onde três, quatro mil pessoas se dirigem todo ano para Petrolina, para a colheita da uva). Aí você tem o problema da segurança, de habitação, saneamento, educação, saúde, etc.

ALVES *et al.* (1999) defendem esse argumento afirmando que essa migração acaba agravando os problemas urbanos de emprego e de violência. Portanto, uma das soluções possíveis seria descentralizar essas atividades para outras regiões, ao invés de concentrar ainda mais, pois dessa forma descentralizaria a capacidade de geração de emprego característico dos projetos de irrigação, diminuindo, conseqüentemente, o êxodo rural desordenado do Nordeste.

Souza e Souza (1988), em seu estudo, admitem que, ao se analisarem os impactos da irrigação, a ênfase maior é dada à questão do emprego, enquanto que o problema da geração de renda é pouco explorado. No entanto, segundo os autores, estes casos se justificam porque “admite-se implicitamente que estas duas variáveis estão positivamente correlacio-

nadas; quanto mais as novas atividades geram maiores rendas, maiores serão os níveis de emprego”.

Os impactos indiretos da irrigação sobre a renda são vultosos, afetando, principalmente, a agroindústria, mas com grande influência sobre a comercialização da produção agropecuária e a renda de insumos e equipamentos agrícolas (SAMPAIO, 1999). Geram, por fim, efeitos sobre o comércio de mercadoria em geral. Como já mencionado, esses impactos ocorrem, pois a agroindústria e uma série de serviços de armazenamento, transporte e beneficiamento, além da indústria de insumos máquinas e equipamentos, não existiriam sem a agropecuária. Portanto, quanto maior a produtividade agrícola, maiores serão os impactos sobre essas atividades econômicas, beneficiando, deste modo, a economia como um todo.

Observando alguns projetos onde foi implementada a agricultura irrigada na região semi-árida, França (2001) avaliou que o potencial de geração de emprego a partir do agronegócio da irrigação varia de 0,8 a 1,2 emprego direto e 1,0 a 1,2 emprego indireto para cada hectare irrigado de forma consistente e estável contra apenas 0,2 emprego direto na agricultura de sequeiro.

Em suma, observa-se que a implantação de projetos agrícolas baseados na irrigação serve como um dos importantes propulsores do desenvolvimento e crescimento regional e local, nas áreas onde estas cadeias produtivas exercem influência. Estes efeitos são notados através da elevação do nível de emprego e renda direto e indireto tanto nas regiões onde estes projetos se localizam como nas regiões que tenham alguma ligação com a agricultura irrigada local.

4 - METODOLOGIA

4.1 - Emprego

Utilizam-se, para cálculo da criação de emprego direto gerado pelo Projeto Pontal, coeficientes extraídos dos seis perímetros de irrigação em funcionamento na região de Petrolina/Juazeiro, encontrados no trabalho de Sampaio (1999). Estes coeficientes são utilizados pelo fato de o Projeto Pontal

estar situado na região de Petrolina/Juazeiro, apresentando, deste modo, características semelhantes de infra-estrutura, clima, disponibilidade e qualidade de mão-de-obra, entre outros.

De acordo com Sampaio (1999):

Para cálculo do emprego direto foram considerados dois métodos. No primeiro, tomaram-se como base de cálculo os coeficientes de emprego por unidade de área. No segundo método, a criação direta de empregos foi calculada com base na força de trabalho efetivamente empregada nas unidades de agricultura irrigada, tal como levantada pela pesquisa de campo.

No primeiro método (uso dos coeficientes técnicos), foram utilizados os seguintes coeficientes de emprego direto: 0,42 emprego direto por hectare para colonos e 0,58 emprego direto por hectare para empresas. Já utilizando o 2º método (pesquisa direta de campo), utilizam-se os seguintes coeficientes: 1,00 emprego por hectare para colonos e 0,88 emprego por hectare para empresas.

Segundo Sampaio (1999), essa diferença de coeficientes é observada, pois, no primeiro método, foram consideradas apenas as atividades claramente e exclusivamente ligadas a uma determinada cultura, sem considerar as atividades mais gerais de melhoria de infra-estrutura da propriedade e de manutenção das benfeitorias e equipamentos que usualmente são considerados nos coeficientes. Já no segundo método, também adotado nesse traba-

lho, a criação direta de empregos foi calculada com base na força de trabalho efetivamente empregada nas unidades de agricultura irrigada, tal como levantada pela pesquisa de campo.

Os coeficientes de emprego direto computados pela pesquisa direta deixam claro o maior impacto destes, comparando-se aos coeficientes diretos. Além disso, no segundo método, encontram-se coeficientes que se situam dentro do intervalo observado por França (2001) de 0,8 a 1,2 emprego direto gerado por hectare como impacto do projeto de irrigação no semi-árido nordestino.

Informações quanto à distribuição das áreas irrigáveis relativas ao Projeto Pontal foram obtidas junto à CODEVASF e são apresentadas na Tabela 1. Vale salientar que, no ano previsto para a implementação e funcionamento do Projeto Pontal (Pontal Sul 2003 e Pontal Norte 2005), a economia da região não apresentará as mesmas características do ano de 1998, tendo, provavelmente, crescido – fato observado nos últimos anos na região, impulsionado pela expansão da fruticultura irrigada. A implementação mais contundente da fruticultura irrigada (cultura permanente) em detrimento da cultura de sequeiro (cultura temporária), nos últimos 5 anos, também pode fazer com que os coeficientes tenham variado positivamente. No entanto, tais coeficientes representam uma boa aproximação da realidade. Esse aumento esperado do coeficiente, resultado da mudança de cultura permanente por temporária, pode ser compensado pela diminuição do emprego resultado do aumento de produtividade.

Tabela 1 - Distribuição de áreas irrigáveis para o Projeto Pontal, segundo a CODEVASF

			Área (hectare)	Nº de lotes
1ª etapa	Pontal Sul	Pequenos Produtores	1.880	314
		Empresários	1.630	33
2ª etapa	Pontal Norte	Pequenos Produtores	2.030	401
		Empresários	2.000	49
Total			7.540	797

Fonte: CODEVASF (2002).

Os efeitos indiretos sobre o emprego são estimados baseados no coeficiente utilizado por Sampaio (1999). “Com os dados de 1998 (pesquisa Fundação de Apoio ao Desenvolvimento FADE da Universidade Federal de Pernambuco) e a matriz insumo-produto para o Nordeste, foi estimado que cada emprego direto gera 1,14 emprego indireto no pólo Petrolina-Juazeiro” (SAMPAIO, 1999). Portanto, utiliza-se a estimativa de emprego direto para avaliar os empregos indiretos gerados pela adoção do Projeto Pontal. Esse coeficiente também se encontra no intervalo observado por França (2001) de 1,0 a 1,2 emprego indireto gerado por hectare como impacto do projeto de irrigação no semi-árido nordestino.

4.2 - Renda

É utilizada, para calcular o impacto direto do projeto de irrigação sobre a receita bruta da produção, a receita média por hectare calculada para 1998, observada nos seis perímetros irrigados em funcionamento na região de Petrolina/Juazeiro. Esse valor foi levantado por Sampaio (1999). “Esse resultado é bastante preciso, uma vez que toda a produção e a receita da unidade são contabilizadas” (SAMPAIO, 1999). O efeito-renda total, portanto, é calculado multiplicando-se os rendimentos por hectare pela área do projeto.

Portanto, a receita média por hectare considerada neste trabalho é de R\$ 3.326,00 para os pequenos produtores, enquanto que as empresas apresentam cerca de R\$ 15.881,00 por ha, lembrando que foram utilizados preços de 1998.

Procura-se estimar os preços médios cobrados pelos produtores por cultura em R\$/kg ou R\$/unidade para cada tipo de irrigante – empresa e colono. Ao multiplicar tal valor pela produção total estimada de cada cultura – supondo que toda a área do Projeto Pontal fosse destinada ao cultivo de apenas uma cultura –, é possível estimar a receita bruta anual total por cultura.

Os preços médios por produtor por cultura são calculados dividindo o valor médio anual por produtor

pela quantidade média de produção anual, também por produtor. Todos esses valores são retirados, como já feito, dos 6 perímetros em funcionamento na região. Já a produtividade dos colonos e das empresas, em ton/ha ou milheiro/ha, é extraída de Sampaio (1999). Multiplicando a produtividade pela área disponível para irrigação, em hectares, estima-se a produção total anual em toneladas ou milheiros. Para encontrar a receita total anual (em reais) por cultura, é necessário apenas multiplicar a produção total anual estimada pelo preço médio anual estimado.

Sabe-se que, ao utilizar toda a área para a produção de apenas uma cultura, o preço de tal produto tende a cair – quanto maior a oferta do produto, mais barato ele fica. No entanto, supõe-se que os preços de tais bens são constantes, independentemente da quantidade produzida nas unidades produtivas. Desta forma, acredita-se ser possível chegar a um resultado que apresente a maior renda bruta total anual em resposta ao Projeto Pontal.

Para estimar o efeito indireto gerado pelo Projeto Pontal sobre a renda na economia do Nordeste, é utilizado o multiplicador de renda indireta para o Nordeste obtido por Rodrigues e Guilhoto (1998). Tal multiplicador é estimado com base na matriz insumo-produto de 1985, utilizado por Souza e Souza (1988) e atualizado para 1992 pelo Banco do Nordeste (RODRIGUES; GUILHOTO, 1998). Esse multiplicador representa um aumento de 0,13 reais (a preços de 1998) por cada real de renda direta gerado, sendo obtido com base nos multiplicadores de impacto de insumo-produto.

Com esse dado em mãos, multiplicando pela renda direta estimada, obtém-se a receita bruta indireta gerada como impacto do Projeto Pontal na economia nordestina. A renda total estimada como resposta ao Projeto Pontal é encontrada somando a receita direta com a receita indireta estimadas como resposta ao Projeto de Irrigação.

4.3 - Emprego Gerado por Investimento

Para se analisarem os dispêndios estimados para a geração de um emprego no Projeto Pontal,

basta obtenção do custo previsto para a obra e a quantidade de empregos estimados para o mesmo Projeto. Com os dados em mãos, basta dividir os custos pelo emprego estimado.

5 - RESULTADOS

5.1 - Emprego

Os resultados deixam claro que o impacto sobre o emprego é bem maior quando utilizado o coeficiente da pesquisa de campo (computado o emprego efetivo), gerando 3.314,4 empregos diretos no Pontal Sul (Tabela 2). Quando estimado a partir dos coeficientes técnicos de emprego por unidade de área, a quantidade de emprego direto estimado é de 1.735.

Já no Pontal Norte, apresentado na Tabela 3, utilizam-se os mesmos coeficientes, chegando-se aos

seguintes resultados: 3.790,0 empregos diretos, utilizando os coeficientes encontrados em pesquisa de campo, e 2.012,6 empregos diretos, utilizando-se os coeficientes de emprego por unidade de área.

O emprego total encontrado na região, agregando o Pontal Sul e Norte, resulta em 3.747,6 empregos diretos como consequência da implementação do Projeto Pontal, utilizando-se o coeficiente técnico (Tabela 4). Ao utilizar o coeficiente da pesquisa de campo, o impacto do Projeto Pontal sobre o emprego direto é bem maior: 7.104,4 empregos diretos gerados.

Os efeitos indiretos sobre o emprego são obtidos com o impacto em outros setores – ligações para trás e para frente – da economia, calculados com o uso de matrizes de insumo-produto. Os empregos indiretos estimados são em maior quantidade

Tabela 2 – Projeto Pontal Sul, criação de empregos diretos segundo diferentes hipóteses sobre coeficientes

Fonte de Pesquisa e Informação	Área Total Considerada (ha)**				Empregos Diretos Gerados		
	Pequenos Produtores**	Coeficiente*	Empresa**	Coeficiente*	Pequeno Produtor	empresa	Total
Coeficientes Técnicos	1.880	0,42	1.630	0,58	789,6	945,4	1.735,0
Pesquisa de Campo	1.880	1,00	1.630	0,88	1.880,0	1.434,4	3.314,4

Fonte: *Sampaio (1999), utilizando dados extraídos dos seis perímetros irrigados em operação. ** CODEVASF (2002).

Tabela 3 – Projeto Pontal Norte, criação de empregos diretos segundo diferentes hipóteses sobre coeficientes

Fonte de Pesquisa e Informação	Área Total Considerada (ha)**				Empregos Diretos Gerados		
	Pequenos Produtores**	Coeficiente*	Empresa**	Coeficiente*	Pequeno Produtor	empresa	Total
Coeficientes Técnicos	2.030	0,42	2.000	0,58	852,6	1.160,0	2.012,6
Pesquisa de Campo	2.030	1,00	2.000	0,88	2.030,0	1.760,0	3.790,0

Fonte: *Sampaio (1999), utilizando dados extraídos dos seis perímetros irrigados em operação. **CODEVASF (2002).

Tabela 4 – Projeto Pontal, criação de empregos diretos segundo diferentes hipóteses sobre coeficientes

Fonte de Pesquisa e Informação	Empregos diretos totais gerados		Tipo de Irrigante			
	Pontal Sul	Pontal Norte	Total	Pequeno Produtor	Empresário	Total
Coeficientes Técnicos*	1.735,0	2.012,6	3.747,6	1.642,2	2.105,4	3.747,6
Pesquisa de campo*	3.314,4	3.790,0	7.104,4	3.910,0	3.194,4	7.104,4

* **Fonte:** Sampaio (1999), utilizando dados extraídos dos seis perímetros irrigados em operação.

de que os empregos diretos. Isso é notado, observando o coeficiente de 1,14 emprego indireto para cada emprego direto gerado. Utilizando os empregos diretos gerados a partir dos coeficientes técnicos, estimou-se que os empregos indiretos gerados pelo Projeto Pontal Sul são de 1.977,9 (Tabela 5). Porém, utilizando-se os coeficientes da pesquisa de campo, o impacto do Projeto Pontal Sul no nível de emprego indireto sobe para 3.778,4.

Os impactos estimados do Projeto Pontal Norte na criação de emprego indireto, utilizando-se os coeficientes técnicos para mensurar o emprego direto são de 2.294,4 (Tabela 6). Utilizando o coeficiente da pesquisa de campo, o Projeto Pontal Norte deverá gerar 4.320,6 empregos indiretos.

Estima-se, utilizando os coeficientes técnicos, que o emprego indireto total gerado como consequência do Projeto Pontal (Pontal Norte e Pontal Sul) seja de 4.272,3 (Tabela 7). Já utilizando os

coeficientes da pesquisa de campo, o impacto do Projeto Pontal de irrigação sobre o emprego indireto aumenta para 8.099,0.

Portanto, utilizando o coeficiente técnico, o Projeto Pontal deverá gerar um total de 8.019,9 empregos, incluindo empregos diretos e indiretos (Tabela 8). Utilizando os coeficientes da pesquisa de campo, estima-se que o Projeto Pontal criará 15.203,4 novos postos de trabalho, incluindo os empregos diretos e indiretos.

Como já foi dito, esses valores são estimados utilizando-se coeficientes do ano de 1998. Esses coeficientes, provavelmente, sofreram pequenas alterações, não permitindo a esses valores apresentar a precisão desejável. Ainda há o fato de a economia possuir diversas variáveis que podem afetar os resultados empíricos, tais como ciclos econômicos (crises), variações no preço da fruta irrigada, fenômenos climáticos, mudanças de políticas governa-

Tabela 5 – Projeto Pontal Sul, criação de empregos indiretos segundo diferentes hipóteses sobre coeficientes

Fonte da estimativa do coeficiente direto	Emprego Direto Gerado		Coeficiente de emprego indireto*	Emprego indireto gerado		
	Pequenos Produtores	Empresários		Pequeno Produtor	Empresário	Total
Coeficientes Técnicos	789,6	945,4	1,14	900,1	1.077,8	1.977,9
Pesquisa de Campo	1.880,0	1.434,4	1,14	2.143,2	1.635,2	3.778,4

Fonte: Sampaio (1999), utilizando dados extraídos dos seis perímetros irrigados em operação.

Tabela 6 – Projeto Pontal Norte, criação de empregos indiretos segundo diferentes hipóteses sobre coeficientes

Fonte da estimativa do coeficiente direto	Emprego Direto Gerado		Coeficiente de emprego indireto*	Emprego indireto gerado		
	Pequenos Produtores	Empresários		Pequeno Produtor	Empresário	Total
Coeficientes Técnicos	852,6	1.160,0	1,14	972,0	1.322,4	2.294,4
Pesquisa de Campo	2.030,0	1.760,0	1,14	2.314,2	2.006,4	4.320,6

Fonte: Sampaio (1999), utilizando dados extraídos dos seis perímetros irrigados em operação.

Tabela 7 – Projeto Pontal, criação de empregos indiretos segundo diferentes hipóteses sobre coeficientes

Fonte de Pesquisa e Informação	Empregos diretos totais gerados		Tipo de Irrigante			
	Pontal Sul	Pontal Norte	Total	Pequeno Produtor	Empresário	Total
Coeficientes Técnicos	1.977,9	2.294,4	4.272,3	1.872,1	2.400,2	4.272,3
Pesquisa de Campo	3.778,4	4.320,6	8.099,0	4.457,4	3.641,6	8.099,0

Fonte: Sampaio (1999), utilizando dados extraídos dos 6 perímetros irrigados em operação.

mentais, entre outros. Porém, esses valores podem ser considerados como uma boa estimativa quanto ao impacto do Projeto de irrigação do Pontal no nível de emprego.

5.2 - Renda

O impacto da irrigação sobre o valor bruto da produção foi calculado com base na receita média por hectare. Na Tabela 9, são apresentados os efeitos-renda diretos, calculados para 1998 com base nos dados levantados por Sampaio (1999). Nos últimos anos, a irrigação vem dando condições para que se produzam culturas permanentes, com produção de maior valor agregado. Logo, a implantação de culturas mais rentáveis, como uva e manga, elevou fortemente a receita por hectare nesses últimos anos, acarretando impactos mais fortes sobre o nível de emprego, principalmente empregos indiretos, que envolve todos os setores da economia.

O Valor Bruto Anual estimado da produção dos pequenos produtores, como resposta ao Projeto Pontal, é de R\$ 13.004.660,00, o que representa

uma média de R\$ 18.188,33 anuais por pequeno produtor. No entanto, o Valor Bruto Anual estimado para as empresas, em consequência do Projeto Pontal, é de R\$ 7.648.030,00 por empresa. O Valor Bruto Total gerado a partir do Projeto Pontal é estimado em R\$ 70.652.690,00 por ano. Observa-se que as empresas apresentam maior rentabilidade por hectare. Isso se deve às máquinas e equipamentos mais modernos utilizados pelas empresas. As empresas ainda possuem áreas bem maiores, o que termina aumentando seu Valor Anual da Produção médio por unidade produtiva.

A quantidade média de produção estimada e o valor médio anual estimado por produtor no Projeto Pontal são apresentados nas Tabelas 10 e 11. Com esses dados, foram estimados os preços médios anuais por cultura, distinguindo colonos e empresas. Essa distinção é oportuna, já que os preços cobrados por esses são muitas vezes diferentes, explicado pelos mercados a que se destinam os produtos vendidos pelas diferentes unidades produtivas.

Tabela 8 – Projeto Pontal, Criação de Emprego Total

	Coeficientes Técnicos			Pesquisa de Campo		
	Empregos diretos	Empregos indiretos	Total	Empregos diretos	Empregos indiretos	Total
Pontal Sul	1.735,0	1.977,9	3.712,9	3.314,4	3.778,4	7.092,8
Pontal Norte	2.012,6	2.294,4	4.307,0	3.790,0	4.320,6	8.110,6
Pontal	3.747,6	4.272,3	8.019,9	7.104,4	8.099,0	15.203,4

Fonte: Sampaio (1999), utilizando dados extraídos dos 6 perímetros irrigados em operação.

Tabela 9 – Projeto Pontal, efeitos diretos da irrigação sobre o valor bruto anual da produção (total e por hectare)

Tipo de empresa	Valor Bruto Anual Médio da Produção (R\$ de 1998/ha)**	Área Total (ha)*	Valor Bruto Anual da produção (Total, R\$ de 1998)	Nº Lotes	Valor Bruto Anual gerado por unidade produtiva
Colonos	3.326	3.910	13.004.660,00	715	18.188,33
Empresa	15.881	3.630	57.648.030,00	82	703.024,76
Total	-	-	70.652.690,00	-	-

Fonte: * CODEVASF (2002); ** Sampaio (1999), utilizando dados extraídos dos seis perímetros irrigados em operação.

As empresas são, praticamente, as únicas que exportam, com destaque para a manga e a uva. Uma parte da produção dos colonos é comprada e exportada pelas empresas, vendendo no mercado externo por preços mais elevados. Os colonos, em geral, não têm capacidade de atender os requisitos impostos para a exportação, tais como cuidado na produção, colheita e pós-colheita.

As empresas também possuem uma atuação maior no Sul e Sudeste do Brasil, comparada aos colonos, apesar de o Nordeste ser o principal mercado consumidor para os colonos e para as empresas. Portanto, ao vender nesses mercados – Sul, Sudeste e exterior – as empresas podem agregar valor aos seus produtos,

por se tratar de mercados onde a renda é mais elevada e a oferta de tais produtos é mais escassa.

Por conseguirem melhores preços por seus produtos, de modo geral, as empresas obtêm melhores rendas brutas, já que também apresentam, em geral, maior produtividade, fruto de uma mão-de-obra e tecnologia mais avançadas, e áreas médias bem maiores, que permitem às empresas “buscar uma escala de produção que possibilite inferir economias de escala e domínio de certa fatia do mercado” (SAMPAIO, 1999). Deste modo, apesar de os mercados de produtos agrícolas terem características de concorrência perfeita, os preços médios obtidos pelos colonos e empresas são diferentes.

Tabela 10 - Projeto Pontal, produção média por cultura, valor médio por cultura (colono)*

Cultura	Quantidade média de produção por produtor	Valor médio por produtor (R\$)	Preço médio por produtor por cultura (R\$/unidade produzida)
Uva (kg)	41.991	32.140	0,765
Manga (kg)	46.165	17.513	0,379
Banana (unid.)	346.757	6.129	0,018
Coco (unid.)	20.330	5.209	0,256
Goiaba (kg)	10.832	3.515	0,325
Melancia (kg)	57.315	6.253	0,109
Feijão (kg)	2.865	2.171	0,758
Cebola (kg)	30.992	17.489	0,564

Fonte: *Sampaio (1999).

Valores estimados a partir dos seis perímetros em funcionamento na região.

Tabela 11 - Projeto Pontal, produção média por cultura, valor médio por cultura (empresas agrícolas)*

Cultura	Quantidade média de produção por produtor	Valor médio por produtor (R\$)	Preço médio por produtor por cultura (R\$/unidade produzida)
Uva (kg)	1.194.741	1.024.266	0,857
Manga (kg)	555.535	270.966	0,488
Banana (unid.)	163.166	16.221	0,099
Coco (unid.)	222.787	32.250	0,145
Goiaba (kg)	226.900	116.825	0,515
Melancia (kg)	87.500	6.625	0,076
Maracujá (kg)	110.000	53.333	0,485
Feijão (kg)	1.040	790	0,760
Cebola (kg)	67.066	16.785	0,250

Fonte: *Sampaio

(1999). Valores estimados a partir dos seis perímetros em funcionamento na região.

As produtividades físicas por cultura médias encontradas nas unidades irrigadas de Petrolina/Juazeiro são apresentadas na Tabela 12 e estimadas para o Projeto Pontal. Através desses dados, pode-se estimar a produção total em ton/ha ou milheiro/ha para os diferentes grupos produtivos – empresas e colonos – do Projeto Pontal. Supõe-se que toda a área será destinada para o cultivo de apenas uma cultura, apesar de saber, como já mencionado na metodologia, que os preços tendem a cair, fruto de uma maior oferta do produto. Porém, essa hipótese é descartada, supondo preços constantes, independentemente da quantidade produzida.

Outro fato que deve ser observado é que essas produtividades foram, em boa parte, obtidas com plantios já maduros. Portanto, as unidades beneficiadas com o Projeto Pontal deverão passar algum período com produtividade abaixo das aqui encontradas.

A TABELA 13 apresenta a renda bruta por cultura estimada para o Projeto Pontal, supondo toda a área irrigada destinada à produção de apenas uma cultura. A uva gera R\$ 116.657.415,00 em renda bruta anual, seguida pela manga com R\$ 97.090.467,00 de renda bruta. Sabe-se que a renda bruta depende do preço e da produção total, influenciado, por sua vez, pela produtividade. Já a

produtividade depende da utilização de insumos, o que afeta os custos. Portanto, fazendo uma análise da receita líquida, a uva, apesar de apresentar uma maior receita bruta, apresenta também um custo total elevado. No entanto, como um dos objetivos do trabalho é estimar a renda gerada como impacto do Projeto Pontal e não o lucro obtido pelas unidades produtivas, a renda bruta é apresentada.

Os novos investimentos, decorrentes do aumento da renda gerado pelos novos empregos indiretos, causam um efeito-renda indutor de novos investimentos. Obtido o multiplicador da renda indireta para o Nordeste, basta aplicar os cálculos necessários para se chegar ao resultado esperado de renda indireta a partir do Projeto do Pontal.

A renda indireta total gerada no Nordeste como efeito ao Projeto Pontal (Tabela 14) é projetada em R\$ 9.184.849,70 anuais. Deste total, estima-se que R\$ 1.690.605,80 são gerados através da renda criada pelos pequenos produtores, enquanto que as empresas geram R\$ 7.494.243,90 em renda indireta na economia nordestina. Pode-se ainda estimar que cada colono deverá gerar R\$ 2.364,48 por ano em renda indireta para a economia local, enquanto que cada empresa deverá gerar cerca de R\$ 91.393,22 de receita indireta para a economia nordestina por ano.

Tabela 12 – Projeto Pontal, produtividade por cultura no Pólo Petrolina/Juazeiro (ton/ha ou unid./ha), 1998

Cultura	Produtividade de colonos (ton/ha ou milheiro/ha)*	Produtividade de empresas (ton/ha ou milheiro/ha)	Área (ha) para irrigação**		Produção (ton ou milheiro)***	
			Colonos	Empresas	Colonos	Empresas
Uva	15,6	22,5	3.910	3.630	60.996	81.675
Manga	18,3	39,5	3.910	3.630	71.553	143.385
Banana (unid.)	43,3	43,5	3.910	3.630	169.303	157.905
Feijão	1,1	0,5	3.910	3.630	4.301	1.815
Cebola	12,9	14,8	3.910	3.630	50.439	53.724
Coco (unid.)	12,0	34,0	3.910	3.630	46.920	123.420
Melancia	16,5	11,9	3.910	3.630	64.515	43.197
Goiaba	8,8	18,6	3.910	3.630	34.408	67.518
Maracujá	-	8,5	3.910	3.630	-	30.855
Pinha	-	1,3	3.910	3.630	-	4.719
Abóbora	-	10,0	3.910	3.630	-	36.300

Fonte: * Sampaio (1999), utilizando dados extraídos dos seis perímetros irrigados em operação.

Notas: ** Área destinada à utilização da agricultura irrigada (CODEVASF). *** Supondo toda a área destinada apenas para a produção de um produto.

Tabela 13 – Projeto Pontal, renda bruta por cultura (em R\$ de 1998)

Cultura	Produção (ton/ha ou milho/ha)*		Preço Médio* por produtor por cultura**		Renda Bruta Total (R\$)**		
	Colonos	Empresas	Colonos	Empresas	Colonos	Empresas	Total
Uva	60.996	81.675	765	857	46.661.940,00	69.995.475,00	116.657.415,00
Manga	71.553	143.385	379	488	27.118.587,00	69.971.880,00	97.090.467,00
Banana (unid.)	169.303	157.905	18	99	3.047.454,00	15.632.595,00	18.680.049,00
Feijão	4.301	1.815	758	760	3.260.158,00	1.379.400,00	4.639.558,00
Cebola	50.439	53.724	564	250	28.447.596,00	13.431.000,00	41.878.596,00
Coco (unid.)	46.920	123.420	256	145	12.011.520,00	17.895.900,00	29.907.420,00
Melancia	64.515	43.197	109	76	7.032.135,00	3.282.972,00	10.315.107,00
Goiaba	34.408	67.518	325	515	11.182.600,00	34.771.770,00	45.954.370,00
Maracujá	-	30.855	-	485	-	14.964.675,00	-

Fonte: * Sampaio (1999), utilizando dados extraídos dos seis perímetros irrigados em operação.

Notas: ** Supondo toda a área do Projeto destinada ao cultivo de apenas um produto.

Tabela 14 – Projeto Pontal, efeito indireto do Projeto Pontal sobre o nível de renda da economia do Nordeste

Tipo de empresa	Receita Bruta direta (R\$ de 1998)	Multiplicador da renda indireta*	Renda Bruta indireta (R\$)	Receita Bruta direta anual gerada por unidade produtiva (R\$)	Renda indireta gerada por unidade produtiva (R\$)
Colonos	13.004.660,00	0,13	1.690.605,80	18.188,33	2.364,48
Empresa	57.648.030,00	0,13	7.494.243,90	703.024,76	91.393,22
Total	70.652.690,00	0,13	9.184.849,70	-	-

Fonte: * Rodrigues e Guilhoto (1998).

Segundo Rodrigues e Guilhoto (1998), apesar de diversos autores enfatizarem a importância da fruticultura irrigada em regiões pobres e com as condições naturais que apresenta o Nordeste, esta atividade não está entre os setores-chave para a economia nordestina, ou seja, não possui um alto efeito propulsor na economia do Nordeste, não gerando, em consequência, fortes efeitos indiretos sobre a renda da região. Setores-chave são aqueles que apresentam tanto índice para trás como para frente maior do que a unidade, ou seja, funcionam, teoricamente, como locomotiva do processo de desenvolvimento regional.

A fruticultura, por se caracterizar como produto primário, possui um baixo grau de ligações para trás. Além disso, grande parte dessas ligações, que

se dão com as indústrias de insumos agrícolas – indústria química, indústria de máquinas e equipamentos etc. –, não ocorrem com firmas nordestinas, ajudando a criar renda (indireta) em outras regiões, principalmente Sul e Sudeste.

Já o baixo grau de ligações para frente no Nordeste se dá pelo fato de os produtores venderem boa parte de seus produtos para fora da região. Os produtos vendidos para fora apresentam melhor qualidade – possuindo, deste modo, maiores preços –, além de serem vendidos, em grande parte, *in natura*, ou seja, saem das unidades produtivas direto para os mercados consumidores externos – outras regiões ou internacional. Vendendo *in natura* para indústrias de outras regiões, o produtor se torna um mero fornecedor de matéria-prima, dei-

xando de agregar valor ao seu produto e “minimizando” os efeitos positivos para a economia local. Esses tipos de vendas *in natura* geram, quase que exclusivamente, apenas renda direta para as unidades produtivas, fazendo com que a renda indireta seja gerada nas regiões onde o produto será beneficiado. Esse beneficiamento gera efeitos na economia, por envolver uma cadeia produtiva em torno do mesmo, transformando a fruta *in natura* em um produto final de maior valor agregado.

Portanto, apesar de ser de suma importância, como indutor do desenvolvimento econômico, para o Pólo Petrolina/Juazeiro, ao gerar emprego e renda diretos e indiretos – movimentando o comércio, sistemas bancários, atração de investimentos etc. –, a fruticultura não se encontra, segundo Rodrigues e Guilhoto (1998), entre os setores-chave da economia nordestina. A fruticultura tropical, segundo o mesmo trabalho, se encontra atrás das culturas industriais (1º), pecuária bovina (2º), outros produtos agropecuários (3º) e grãos (4º) na hierarquia dos setores-chave dentre os setores agropecuários para a região Nordeste.

Estes fatos podem explicar o baixo impacto do Projeto Pontal sobre a renda indireta no Nordeste, caracterizada por um multiplicador de renda indireta de apenas 0,13, ou seja, cada 1 real de renda direta gerada pelo Projeto aumenta em apenas 0,13 real a renda na economia em geral na região. Conclui-se, logo, que o Projeto Pontal possui uma alta capacidade de criar renda direta, influenciando de forma contundente na economia local. Porém, os mesmos impactos não são observados na economia nordestina, pelo fato de a fruticultura apresentar baixos graus de ligações para frente e para trás na região.

Gomes (2001) acredita que a fruticultura não apresenta, ainda, capacidade de alavancar o crescimento da região Nordeste, devido, principalmente, às dimensões relativamente pequenas dessa atividade no Nordeste. “O produto gerado pela fruticultura irrigada corresponde a menos de 1% do PIB nordestino” (GOMES, 2001), o que limita a capacidade de transmitir seu próprio crescimento à eco-

nomia de toda a região. Logo, os efeitos positivos na economia regional acabam se restringindo à microrregião do Pólo e arredores.

No entanto, o mesmo autor acredita que é importante que se mantenham os investimentos em Perímetros de Irrigação no Sertão nordestino. O autor argumenta que a fruticultura irrigada se apresenta como uma “atividade autônoma”, ou seja, atividade cujas “flutuações de curto prazo e tendências de longo prazo independem das flutuações e tendências dos demais setores que compõem a economia local” (GOMES, 2001). E essas atividades autônomas têm capacidade de atrair “atividades derivadas”, ou seja, atividades cujas variações acompanhem diretamente as mudanças dos setores autônomos. Logo, sem investimentos em Projetos de Irrigação, o Pólo dificilmente apresentaria o grau de urbanização, industrialização e desenvolvimento atual. Isso porque esses investimentos na fruticultura irrigada são quem está atraindo as indústrias, serviços, infra-estrutura etc.

Através da implantação de uma atividade “autônoma dinâmica”, como é o caso da fruticultura irrigada, “unidades produtivas que supram as necessidades de insumos da fábrica maior podem vir a se instalar nas proximidades (efeito para trás)” ou “a atividade autônoma pode produzir insumos utilizáveis em outros processos produtivos (efeito para frente)” (GOMES, 2001), induzindo novas indústrias a se instalem ao redor da atividade autônoma. Esses efeitos, identificados por Gomes (2001), acabam atraindo agroindústrias. No Pólo Petrolina-Juazeiro, esta atração vem ocorrendo devido à economia nos custos de transportes possíveis às indústrias localizadas próximas aos projetos de irrigação; além da economia advinda de um processo de *clusterização*, ou seja, devido a economias externas da especialização local. Essa atração de indústrias acaba atraindo firmas de serviços, impulsionando investimentos em infra-estrutura, gerando o famoso efeito multiplicador.

Portanto, apesar de estar apenas no início do processo de implantação dos Projetos de Irrigação no Pólo, já se pode observar que diversas “ativida-

des derivadas” (indústrias, serviços etc.) já foram atraídas ao Pólo Petrolina-Juazeiro, devido aos investimentos feitos em fruticultura irrigada (“atividade autônoma”). Logo, esse elevado crescimento do Pólo – numa região há pouco tempo bastante pobre e sem perspectiva de crescimento – nos faz acreditar que investimentos na fruticultura irrigada, no submédio do São Francisco, se apresentem como uma ótima alternativa de política de desenvolvimento e crescimento da região. Além disso, essa atividade apresenta um elevado potencial de alavancagem do desenvolvimento regional, na medida em que for amadurecendo e crescendo a importância da atividade para a região. Isso será possível, pois o mercado externo ainda apresenta um grande potencial de crescimento na demanda de frutas tropicais (como uva e manga), ao mesmo tempo em que o sertão nordestino apresenta condições ideais, ou seja, vantagens competitivas, para tal atividade.

5.3 - Emprego Gerado por Investimento

O orçamento previsto para a execução do Projeto de Irrigação do Pontal foi de R\$ 160 milhões (NUNOMURA, 2003). Segundo este, já foram gastos R\$ 85 milhões na implementação do Projeto, mas ainda faltam cerca de R\$ 75 milhões. Logo, utilizando-se os coeficientes técnicos, o dispêndio estimado para a geração de um emprego direto no Projeto Pontal é de R\$ 42.693,99 (Tabela 15). Estima-se que cada emprego direto irá gerar 1,14 emprego indireto, segundo a pesquisa de campo. Portanto, o dispêndio estimado para a geração de um emprego – direto mais indireto – no Projeto Pontal é de R\$ 19.950,37, utilizando-se os coeficientes técnicos.

Utilizando-se as estimativas da pesquisa de campo (SAMPAIO, 1998), estima-se que serão necessários R\$ 22.521,25 de investimento público no Projeto Pontal para geração de um emprego direto. Já para a criação de um emprego na região, somando-se emprego direto e indireto, estima-se que serão necessários dispêndios de R\$ 10.523,96.

Comparando-se estes resultados aos custos requeridos por outras atividades econômicas, observa-se que esse é o mais baixo dentre diversos setores (Tabela 16). Portanto, a política de investimentos no Projeto Pontal tem a capacidade de tornar eficientes os investimentos públicos, quando o objetivo é geração de empregos na região do Vale, ou seja, obtém-se o maior número de empregos com o menor custo para o setor público e, logo, para a sociedade.

Apesar disso, sabe-se que os tipos de empregos gerados pelo Projeto Pontal são caracterizados pelos baixos níveis de remuneração, se comparados à maioria das outras atividades. Isso ocorre pelo fato de essas atividades, em sua grande maioria, necessitarem de mão-de-obra desqualificada para colheita, além de o Projeto de Irrigação do Pontal se localizar numa região pobre, com baixo nível de escolaridade e abundância de mão-de-obra subutilizada.

No entanto, se for levado em consideração apenas o número de empregos gerados, o Projeto Pontal apresenta um resultado bastante satisfatório, se comparado aos outros setores da economia.

Vale lembrar, ainda, que a região apresenta vantagens competitivas muito grandes em relação a

Tabela 15 - Projeto Pontal, custo previsto para geração de um emprego direto e total (em R\$ de 1998)*

Fonte de Pesquisa e Informação	Empregos Gerados			Investimento Necessário para Geração de Um Emprego (Em R\$, 2003)	
	Emprego Direto	Emprego Indireto	Total	Emprego Direto	Total (Emprego Direto Mais Emprego Indireto)
Coefficientes Técnicos	3.747,6	4.272,3	8.019,9	42.693,99	19.950,37
Pesquisa de Campo	7.104,4	8.099,0	15.203,4	22.521,25	10.523,96

Fonte: Nunomura, 2003.

Nota: *Investimento total previsto em 2003: R\$ 160.000.000,00.

Tabela 16 – Dispendio estimado para geração de um emprego segundo a atividade econômica

Atividades	Dispendio por emprego (US\$*)
Irrigação	2.000 a 20.000
Indústria Automobilística	47.300 a 127.000
Bebidas e Fumo	45.300 a 358.300
Construção Pesada	15.200 a 227.400
Distribuição de Petróleo	41.600 a 424.000
Eletroeletrônica	37.600 a 247.000
Indústria Farmacêutica	42.400 a 167.700
Fertilizantes	29.800 a 193.100
Hotelaria	12.300 a 140.800
Informática	14.300 a 263.600
Madeira/Móveis	9.900 a 128.400
Máquinas e Equipamentos	38.900 a 169.600
Papel e Celulose	46.200 a 669.100
Química/Petroquímica	38.600 a 1.887.600
Siderurgia	15.600 a 725.100

Fonte: CODEVASF (2001).

Nota: * US\$1,00 = R\$3,00 (cotação média maio de 2003).

outras regiões brasileiras, no que diz respeito à fruticultura – condições climáticas, mão-de-obra, agro-indústrias, entre outros –, proporcionando uma série de externalidades positivas e um ambiente propício para a implantação de perímetros de irrigação. Outro argumento que sustenta tal tipo de investimento na região é o fato de esta área ser bastante pobre, fazendo, assim, com que o Projeto Pontal gere condições para que o Pólo se desenvolva e se torne um centro impulsionador do desenvolvimento local, melhorando, desta forma, o bem-estar da população que vive nessa região.

6 - CONCLUSÕES E DISCUSSÃO

A agricultura irrigada na região semi-árida, onde as condições de temperatura e luminosidade são favoráveis, transforma-se no principal indutor do processo de desenvolvimento na zona rural do Nordeste. São visíveis as transformações ocorridas nas últimas duas décadas, no Pólo Petrolina-Juazeiro, alavancadas pelo uso da tecnologia da irrigação. Apesar de não garantir uma sustentabilidade econômica para a região do semi-árido, pois isto esbarra no fator abastecimento e disponibilidade de

água, esta tecnologia garante a existência deste tipo de atividade agrícola na região.

Dessa mesma forma, o Projeto de Irrigação do Pontal deverá contribuir positivamente na criação de emprego e renda na região onde se localiza. Os resultados encontrados mostram que as estimativas na geração de empregos direto e indireto são positivas. Do mesmo modo, os acréscimos nas rendas direta e indireta contribuem com o crescimento econômico da região, possibilitando o desenvolvimento social do Pólo Petrolina/Juazeiro, além de cidades vizinhas.

Os efeitos são observados através da introdução da irrigação, pois esta aumenta a intensidade e a qualidade do uso do solo, o que acaba elevando a produtividade, a produção e, conseqüentemente, a renda. Este aumento de renda resulta em um aumento substancial do nível de emprego e esses efeitos são multiplicados na economia da região.

O efeito multiplicador desses impactos sobre a economia da microrregião do Pólo Petrolina-

na-Juazeiro é relativamente grande, significando aumento considerável na demanda por bens de consumo e serviços, refletido no aumento do número de estabelecimentos industriais e comerciais, gerando aumento dos níveis de emprego e renda nesses setores.

No entanto, no Nordeste, os efeitos indiretos não são tão grandes, pelas seguintes razões: i) a participação proporcional do PIB gerado pela fruticultura irrigada em relação ao PIB nordestino é bastante reduzida (menos de 1%), fazendo com que o forte crescimento e desenvolvimento da microrregião, impulsionado pelo Projeto Pontal, não afetem com ênfase os indicadores agregados de desenvolvimento e crescimento econômico da macrorregião; ii) a fruticultura, no Pólo, ainda apresenta seus maiores impactos para frente e para trás fora da região. No entanto, por apresentar elevado grau de inserção no mercado externo e por estimular o aparecimento de um grande número de “atividades derivadas” no pólo (agro-indústrias, serviços, infra-estrutura etc.), projetos que incentivem a fruticultura irrigada devem ser encarados como uma possibilidade de investimento regional de elevado potencial.

O Projeto Pontal deverá, ainda, influir na diminuição do fluxo rural-urbano, aumentando o fluxo de população para Petrolina, ou seja, para a região onde o Projeto será implantado. O Projeto Pontal deverá gerar divisas para a região Nordeste através da exportação da fruticultura irrigada, principalmente da uva e da manga, para outras regiões do país e ao mercado internacional. A uva e manga constituem-se nos principais cultivos por parte dos produtores da região, por garantirem as maiores taxas de rentabilidade e lucratividade devido à maior aceitabilidade de tais produtos – aumentado, assim, sua demanda – e aos preços que vigoram no mercado, apresentando um maior valor agregado. Todos esses efeitos impulsionados pelo Projeto Pontal devem promover uma melhoria na qualidade de vida, em geral, da população do Pólo Petrolina/Juazeiro. Como foi visto, a influência positiva direta do Projeto Pontal nos empregos e renda da região e sua conseqüente atração de diversas atividades nos setores de comércio, indústria e serviços devem refle-

tir-se no desenvolvimento e, conseqüentemente, na melhoria da qualidade de vida da região.

Abstract

This study estimates the direct and indirect impacts generated by the Pontal Irrigation Project on employment and income levels of the São Francisco Valley region. The Pontal Irrigation Project has been in development by the Development Company of the São Francisco and Parnaíba Valleys (CODEVASF) in Petrolina, focusing on the regional development. The study uses employment and income technical coefficients for the Northeast region. Using such coefficients, the sectors and regions that benefited most with the implementation of such project were identified, describing the dynamics of how such effects may have on the economy. Concluding, remarks show that the Pontal Irrigation Project contributes to the development of not only the municipality of Petrolina, but also the Northeast region, due to its direct and indirect impacts on jobs and income.

Key words:

Irrigation, Employment, Income, Pontal Irrigation Project.

REFERÊNCIAS

- ALVES, E.; LOPES, M.; CONTINI, E.. Como está pobre nossa agricultura. **Revista Política Agrícola**, Brasília, DF, v. 6, n. 1, p. 17-24, 1999.
- CARVALHO, O. de. **A economia política do Nordeste**: secas, irrigação e desenvolvimento. Rio de Janeiro: Campus, 1988.
- CODEVASF. **Almanaque**: Vale do São Francisco 2001. Brasília, DF, 2001.
- CODEVASF. **Projeto pontal**. Disponível em: <<http://www.codevasf.gov.br>> Acesso em: nov. 2002.
- FERNANDES, A. Mais do que uma política agrícola. In: BRASIL. Fórum Nacional da

Agricultura. **O potencial agrícola brasileiro**. Brasília, DF, 1998. p. 12-18.

FRANÇA, F.M.C. **A importância do agronegócio da irrigação para o desenvolvimento do Nordeste**. Fortaleza: Banco do Nordeste, 2001. V. 1.

GOMES, G.M. **Velhas secas em novos sertões**. Brasília, DF: IPEA, 2001. 294 p.

JOHNSTON, B.F.; KYLBY, P. **Agricultura e transformação estrutural**: estratégias econômicas de países em desenvolvimento. Rio de Janeiro: Zahar, 1977.

LÓCIO, A.B. Cenários para o Vale do São Francisco e para o semi-árido: potencialidades e estrangulamentos. In: SEMINÁRIO INTERNACIONAL DE FRUTAS TROPICAIS, 3., 1997, Petrolina. **Anais...** Petrolina, 1997. p. 28-38.

MAFFEI, E.; IRMÃO, J.F.; SOUZA, H.R. **Irrigação e emprego no sertão do São Francisco**. Recife: OIT/PNUD/SUDENE, 1986.

MAFFEI, E.; SOUZA, H.R.. **Irrigação e emprego no Sudeste do Brasil**: os casos de Guairá/Barretos (SP) e Paracatu/São Gotardo (MG). Brasília, DF: OIT/PNUD, 1987. 110 p.

NUNOMURA, E. Obras inacabadas: um eterno problema. **O Estado de São Paulo**, São Paulo, 4 maio 2003. Disponível em: <<http://www.aneor.com.br/jornal/pdf/nacionala040503.pdf>>. Acesso em: set. 2003.

OLIVEIRA, A. C. et al. **Impactos econômicos da irrigação sobre o Pólo Petrolina/ Juazeiro**. Recife: PIMES-UFPE, 1991.

PATRICK, G.F. **Desenvolvimento agrícola do Nordeste**. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1972.

ÍNDICE de Desenvolvimento Humano Municipal (IDH-M) 2000. Disponível em: <<http://www.frigoletto.com.br/GeoEcon/idhpe.htm>>. Acesso em: dez. 2003.

RODRIGUES M. T.; GUILHOTO, J. J. M.. Eficiência alocativa do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE): uma visão do insumo-produto. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 29, n. 3, p. 55-69, jul./set. 1998.

SAMPAIO, Y. **Investimentos públicos e privados em agricultura irrigada e seus impactos sobre o emprego e a renda nos Pólos de Petrolina/Juazeiro e Norte de Minas Gerais**. Recife: FADE, 1999. Relatório Final de Pesquisa. Mar.

SILVA, A. A. **Impactos sócio-econômicos da irrigação no meio-urbano**: os casos de Barretos Guairá (SP), Ararangua, Turvo e Meleiro (SC), Santa Vitória do Palmar (RS), São Gotardo (MG) e Rio Verde (GO). Recife: Instituto Nacional de Administração para o Desenvolvimento, 1989.

SOUZA, M. C. S.; SOUZA, H. R. Padrões regionais de emprego e renda na agricultura do Brasil: uma aplicação do modelo fechado de insumo-produto. **ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**, 16., 1988, Belo Horizonte. **Anais...** Belo Horizonte: ANPEC, 1988.

Recebido para publicação em 27.JUL.2003

Diagnóstico da Agricultura Irrigada no Baixo e Médio Jaguaribe

Rubens Sonsol Gondim

- * Engenheiro Agrônomo
- * Mestre em Irrigação e Drenagem
- * Pesquisador Embrapa Agroindústria Tropical

Adunias dos Santos Teixeira

- * Engenheiro Agrônomo
- * Ph.D., Professor do Departamento de Engenharia Agrícola da UFC

Morsyleide de Freitas Rosa

- * Engenheira Química
- * Doutora em Tecnologia de Processos Químicos e Bioquímicos
- * Pesquisadora Embrapa Agroindústria Tropical

Maria Cléa Brito de Figueiredo

- * Bacharel em Ciências da Computação
- * Especialista em Gestão Ambiental,
- * MSc. Science and Technology Studies
- * Pesquisadora Embrapa Agroindústria Tropical

Paulo Miranda Pereira

- * Engenheiro Agrícola
- * Mestre em Irrigação COGERH

Carlos Alexandra Gomes Costa

- * Estudante de Agronomia
- * Estagiário Embrapa Agroindústria Tropical

Kleber Vasconcelos Sabino

- * Estudante de Agronomia
- * Estagiário Embrapa Agroindústria Tropical

Resumo

A gestão dos recursos hídricos carece de informações técnico-científicas que sustentem critérios na concessão de outorga d'água e a agricultura irrigada no Baixo e Médio Jaguaribe necessita otimizar o uso daquela, diante da competição de outros setores de usuários. Este trabalho tem como objetivo realizar um diagnóstico tecnológico da agricultura irrigada no Baixo e Médio Jaguaribe, a fim de permitir o esboço futuro de uma proposta de política visando à sustentabilidade dos recursos hídricos na região. O diagnóstico do estado atual da agricultura irrigada nas sub-bacias do Baixo e Médio Jaguaribe baseou-se no cadastro de irrigantes, elaborado pela Companhia de Gestão dos Recursos Hídricos do Estado do Ceará. Pode-se constatar que o maior percentual de área é representado pela irrigação por inundação (2.132,82ha – 39,70% da área), seguido pela microaspersão (1.130,80ha – 21,05%), aspersão (771,80ha – 14,37%), pivô (465ha – 8,66%); gotejamento (429,75ha – 8,00%); sulco (328,31ha – 6,11%) e faixa (77,84 ha – 1,45%).

Palavras-chave:

Gestão dos recursos hídricos, Irrigação-Baixo Jaguaribe, Irrigação-Médio Jaguaribe, Política de recursos hídricos.

1 – INTRODUÇÃO

Segundo o World Bank (2000), a agricultura consome setenta por cento da água doce utilizada no planeta. No Brasil, a irrigação é responsável por cinquenta e nove por cento da água doce consumida (CRISTOFIDIS, 1999). A alocação de água para irrigação depende da espécie vegetal cultivada, dos métodos de irrigação adotados e fatores climáticos como temperatura, vento, radiação solar e umidade relativa do ar. Cada sistema de irrigação possui sua eficiência de irrigação ótima e o seu desempenho é influenciado tanto pelo dimensionamento hidráulico adequado como pela correta operação de cada método implantado. Numa irrigação bem projetada e manejada procura-se reduzir, ao máximo, as perdas de água que ocorrem no equipamento, de modo que a eficiência seja elevada.

A bacia hidrográfica do Jaguaribe ocupa uma área de 74.621km², cerca de 48% do território cearense (estando subdividida em cinco sub-bacias: Salgado, Alto Jaguaribe, Médio Jaguaribe, Baixo Jaguaribe e Banabuiú. As sub-bacias do Médio e Baixo Jaguaribe, objeto deste estudo, são de grande importância econômica e ambiental para o Vale do Jaguaribe e Estado do Ceará, por abrangerem grandes perímetros públicos de irrigação (Jaguaribe-Apodi, Santo Antônio de Russas e Jaguaruana), por estarem entre os maiores pólos estaduais de criação de camarão (em crescimento acelerado) e por derivarem as águas do rio Jaguaribe para o abastecimento urbano e industrial da região do Jaguaribe e Região Metropolitana de Fortaleza. (FIGUEIREDO et al., 2003).

Segundo o cadastro da Companhia de Gestão dos Recursos Hídricos do Estado do Ceará – COGERH (CEARÁ, 2002), há cerca de 19.000ha irrigados em todo o Vale do Jaguaribe, sendo um importante pólo de fruticultura para o Estado do Ceará. O Canal do Trabalhador viabiliza a transferência de água da bacia do Jaguaribe para a Região Metropolitana de Fortaleza, o que torna urgente a melhoria da eficiência do uso de água de irrigação naquela bacia como fator de promoção da segurança hídrica. O rápido crescimento das atividades de agricultura irrigada e carcinicultura nas sub-bacias requerem informações técnico-científicas de apoio

ao gerenciamento dos recursos hídricos, dentro de um enfoque abrangente, contemplando ações do ponto de vista ambiental.

O novo paradigma em relação aos recursos hídricos recentemente construído no Brasil, tratando a água como um recurso escasso e limitado, dotado de valor econômico, além da necessidade de regulamentação de direitos de uso, ainda carece de informações técnico-científicas que sustentem critérios na concessão de outorga d'água. A agricultura irrigada no Baixo e Médio Jaguaribe necessita, portanto, otimizar o uso da água diante da competição de outros setores de usuários.

Este estudo teve o objetivo de realizar um diagnóstico tecnológico da agricultura irrigada no Baixo e Médio Jaguaribe, a fim de permitir o esboço futuro de uma proposta de política visando à sustentabilidade dos recursos hídricos na região.

2 – METODOLOGIA

O diagnóstico do estado atual da agricultura irrigada na sub-bacia do Baixo e Médio Jaguaribe baseou-se no cadastro de irrigantes da Companhia de Gestão dos Recursos Hídricos do Estado do Ceará (CEARÁ, 2000), envolvendo todas as áreas de irrigação difusa (projetos de irrigação fora dos perímetros irrigados) que captam água diretamente no rio e o Distrito de Irrigação Jaguaribe-Apodi. Não constam, portanto, os perímetros irrigados Xique-Xique e Jaguaruana. Os dados foram organizados classificando-se, quanto a culturas, área, métodos e sistemas de irrigação adotados. O trabalho abrange um trecho de 160km do rio Jaguaribe, envolvendo os seguintes municípios: Alto Santo, Jaguaratama, Jaguaruana, Limoeiro do Norte, Morada Nova, São João do Jaguaribe, Tabuleiro do Norte, Itaiçaba, Quixeré e Russas (Mapa 1).

3 – RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os métodos (superficial, convencional ou localizado) e sistemas (inundação, sulcos, faixa, microbacias, aspersão, pivô, microaspersão ou gotejamento) de irrigação adotados na região, respectivas áreas irrigadas, culturas e distribuição da ativi-



dade nos municípios envolvidos foram identificados. Observou-se (Tabela 1) que o maior percentual de área é representado pela irrigação por inundação, seguido pela microaspersão; aspersão; pivô; gotejamento; sulco e faixa. Os sistemas de irrigação por superfície (inundação, sulco, faixa e microbacias) representam, portanto, significativa área e demandam maiores volumes de água por unidade de área, merecendo atenção especial numa política de pesquisa & desenvolvimento e capacitação do irrigante, considerando-se também que a melhoria no processo de gestão da água de irrigação em cada parcela causa impacto positivo na gestão do recurso hídrico na bacia. Note-se, no entanto, que a experiência de irrigação no Vale teve início nos anos 1970, com irrigação por superfície. Entretanto, apesar de ter sido implementada somente no início dos anos

1990, a irrigação localizada compreende hoje, aproximadamente, 30% da área irrigada.

Pela Tabela 2, a frequência absoluta refere-se ao número de irrigantes adotando cada sistema de irrigação, distribuídos por classe de área irrigada e a frequência relativa refere-se ao percentual representativo em cada classe de área, por método de irrigação adotado. O percentual relativo do total refere-se ao percentual de cada classe, em relação ao total de irrigantes e todos os métodos de irrigação existentes na região. Ao se agruparem os irrigantes em classe de área irrigada, constata-se que, em todos os métodos de irrigação, há maior concentração de produtores irrigando áreas entre 0 e 5ha (Tabela 2), o que caracteriza a agricultura irrigada da região estudada como predominantemente de pequenas áreas.

Tabela 1 - Sistemas de irrigação, área irrigada e número de irrigantes

Sistemas de Irrigação	Área Total(ha)	% Área	Total Irrigantes	% Irrigantes
Aspersão	771,80	14,37	275	20,91
Faixa	77,84	1,45	70	5,32
Gotejamento	429,75	8,00	56	4,26
Inundação	2.132,82	39,70	584	44,41
Microaspersão	1.130,80	21,05	27	2,05
Microbacias	35,50	0,66	24	1,83
Pivô Central	465,00	8,66	1	0,08
Sulco	328,31	6,11	278	21,14
TOTAL	5.371,82	100,00	1.315	100,00

Fonte: Ceará... (2002).

Tabela 2 - Distribuição dos irrigantes por sistema de irrigação adotado e classe de área irrigada

Sistemas	Classes Área (ha)	Frequência Absoluta	Frequência Relativa (%)	(%) Relativo do Total
Aspersão	0-1	106	38,55	8,06
	1>5	125	45,45	9,51
	5>10	31	11,27	2,361
	10>20	7	2,55	0,53
	>20	6	2,18	0,46
Subtotal Aspersão		275	100,00	20,91
Faixa	0-1	32	45,71	2,43
	1>5	36	51,43	2,74
	5>10	2	2,86	0,15
Subtotal Faixa		70	100,00	5,32
Gotejamento	0-1	21	37,50	1,60
	1>5	19	33,93	1,44
	5>10	6	10,71	0,46
	10>20	2	3,57	0,15
	>20	8	14,29	0,61
Subtotal Gotejamento		56	100,00	4,26
Inundação	0-1	224	38,36	17,03
	1>5	285	48,80	21,67
	5>10	37	6,34	2,81
	10>20	23	3,94	1,75
	>20	15	2,57	1,14
Subtotal Inundação		584	100,00	44,41
Microaspersão	0-1	4	14,81	0,30
	1>5	14	51,85	1,06
	5>10	6	22,22	0,46
	10>20	0	0,00	0,00
	>20	3	11,11	0,23
Subtotal Microaspersão		27	100,00	2,05
Microbacias	0-1	8	33,33	0,61
	1>5	15	62,50	1,14
	5>10	1	4,17	0,08
	10>20	0	0,00	0,00
	>20	0	0,00	0,00
Subtotal Microbacias		24	100,00	1,83
Pivô	>20	1	100,00	0,08
Subtotal Pivô		1	100,00	0,08
Sulco	0-1	137	49,28	10,42
	1>5	131	47,12	9,96
	5>10	9	3,24	0,68
	10>20	1	0,36	0,08
	>20	0	0,00	0,00
Subtotal Sulco		278	100,00	21,14
Total Geral		1315		100

Fonte: Elaboração dos autores

As principais culturas da região, em termos de área irrigada (Tabela 3) são: o arroz, seguido pelo feijão, em terceiro o milho, em quarto o capim e em quinto a banana. É importante mencionar que qualquer política de conversão de atividade (fruticultura) para melhoria dos indicadores de uso da água merece aprofundamento com discussão e diálogo das questões sociais e culturais com os usuários. Por outro lado, é possível que o desenvolvimento da fruticultura na região requeira maior contrapartida governamental, juntamente com maior empenho empresarial (pesquisa,

extensão, capacitação, abertura de mercados dentre outros fatores). Outro aspecto que vale levantar é o fato de a fruticultura envolver produtos perecíveis que devem atingir o consumidor prontamente. Esses aspectos possivelmente selecionam os empresários para o setor, fazendo com que outros prefiram permanecer com as explorações tradicionais (pecuária e grãos). Neste sentido, o estabelecimento de plantas de processamento poderia causar efeito positivo na alavancagem da fruticultura na região com impacto positivo na eficiência de uso da água.

Tabela 3 - Culturas e respectivas áreas irrigadas (ha) no Baixo e Médio Jaguaribe, conforme o sistema de irrigação adotado

CULTURA	Aspersão	Faixa	Gotejamento	Inundação	Micro-aspersão	Micro-bacias	Pivô	Sulco	Total
Acerola	-	-	78,00	-	-	-	-	-	78,00
Açaí	-	-	9,00	-	-	-	-	-	9,00
Arroz	-	5,00	-	1.592,31	-	-	-	5,00	1.602,31
Atemóia	-	-	3,75	-	-	-	-	-	3,75
Banana	9,30	10,84	3,25	102,69	16,30	5,50	-	49,29	197,17
Caju	0,75	-	8,75	-	11,25	-	-	0,50	21,25
Cana	0,70	-	-	14,30	-	-	-	-	15,00
Capim	52,25	12,70	-	203,85	3,00	-	-	53,27	325,07
Capim-Braquiária	-	0,50	-	18,20	-	-	-	0,50	19,20
Capim-Elefante	-	-	-	2,80	-	-	-	-	2,80
Capim-Mineirão	-	-	-	1,00	-	-	-	-	1,00
Capim-Roxo	-	0,50	-	-	-	-	-	-	0,50
Cebola	2,50	-	-	-	-	-	-	-	2,50
Coco	1,80	-	93,50	2,45	-	1,50	-	0,70	99,95
Cons/ Banana/ Feijão	-	-	-	0,45	-	-	-	-	0,45
Cons/ Capim/ Acerola	-	-	-	-	-	-	-	2,00	2,00
Cons/ Limão/ Banana	-	-	-	0,50	-	-	-	-	0,50
Cons/ Limão/ Feijão	-	-	-	-	-	-	-	0,50	0,50
Diversos	-	-	-	0,50	-	-	-	0,50	1,00
Feijão	622,05	25,00	40,25	72,50	-	-	-	124,70	884,50
Figo	-	-	0,50	-	-	-	-	-	0,50
Forragem	2,50	-	-	1,50	-	-	-	0,75	4,75
Forragem-Cunhã	1,00	-	-	-	-	-	-	-	1,00
Forragem Nativa	-	1,50	-	-	-	-	-	-	1,50
Forragem-Leucena	1,50	-	-	-	-	-	-	-	1,50
Fruticultura no Distrito de Irrigação									
Jaguaribe-Apodi	-	-	-	-	940,00	-	-	-	940,00
Goiaba	7,50	2,00	2,40	4,40	56,00	12,20	-	6,25	90,75
Graviola	-	-	6,70	1,50	5,00	3,00	-	0,40	16,60
Hortaliças	0,50	-	-	-	-	-	-	-	0,50
Horticultura	1,00	-	-	-	-	-	-	-	1,00
Laranja	-	1,00	-	3,50	2,00	-	-	-	6,50
Limão	-	11,10	-	56,20	1,50	10,30	-	34,55	113,65
Macaxeira	-	-	-	0,95	-	-	-	-	0,95
Mamão	-	-	4,70	0,50	-	-	-	-	5,20
Mandioca	0,50	-	-	-	-	-	-	-	0,50
Manga	-	-	6,00	-	89,00	3,00	-	0,90	98,90
Maracujá	3,50	-	0,20	-	-	-	-	-	3,70
Melancia	2,00	-	23,25	-	-	-	-	2,50	27,75
Melão	0,60	-	120,50	-	-	-	-	2,50	123,60
Milho	16,05	2,50	15,00	5,90	-	-	465,00	7,75	512,20

Tabela 3 - Culturas e respectivas áreas irrigadas (ha) no Baixo e Médio Jaguaribe, conforme o sistema de irrigação adotado

CULTURA	Aspersão	Faixa	Gotejamento	Inundação	Micro-aspersão	Micro-bacias	Pivô	Sulco	Total
Ornamentais	0,50	-	-	-	-	-	-	-	0,50
Pastagem	1,50	-	-	-	-	-	-	-	1,50
Pimenta	-	-	-	0,80	-	-	-	-	0,80
Pimentão	-	-	1,50	-	-	-	-	-	1,50
Pinha	-	-	-	-	1,25	-	-	-	1,25
Quiabo	-	-	-	-	-	-	-	0,80	0,80
Sapota	-	-	5,00	-	2,50	-	-	-	7,50
Sapoti	-	-	-	-	-	-	-	0,50	0,50
Sorgo	43,30	5,20	2,00	46,02	-	-	-	34,45	130,97
Tomate	-	-	1,50	-	-	-	-	-	1,50
Uva	-	-	4,00	-	3,00	-	-	-	7,00
Verduras	0,50	-	-	-	-	-	-	-	0,50
Total	771,80	77,84	429,75	2.132,82	1.130,80	35,50	465,00	328,31	5.371,82

Fonte: Ceará, 2002.

Tabela 4 - Área irrigada e total de irrigantes em cada município estudado

Municípios	Área Total (ha)	Total de Irrigantes
Alto Santo	225	67
Itaiçaba	76	5
Jaguaretama	13	2
Jaguaruana	974	257
Limoeiro do Norte	2.192	371
Morada Nova	3	2
Quixeré	67	47
Russas	582	125
São João do Jaguaribe	802	371
Tabuleiro do Norte	436	68
Total	5.371,82	1.315

Fonte: Elaboração dos autores

Dos municípios estudados, Limoeiro do Norte detém o maior percentual da área irrigada (40,80%), seguido de Jaguaruana (18,13%), São João do Jaguaribe (14,93%) e Russas (10,83%), conforme representado na TABELA 4, onde estão as áreas irrigadas de cada município, em termos absolutos, e o total de irrigantes.

No GRÁFICO 1, é apresentado o padrão da irrigação na região, representando uma área irrigada que varia a cada mês em relação à área máxima irrigada de 5.731,83ha. Os dados são ilustrados graficamente, possibilitando observar-se o pico de demanda de água nos meses de setembro, outubro e novembro. É interessante registrar que a demanda máxima simultânea de água de irrigação refere-se a, aproximadamente, 96% da área total irrigável, nunca atingindo 100%.

4 - CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

- A maioria dos irrigantes do Baixo e Médio Jaguaribe nos municípios avaliados é de pequenos produtores na faixa de 0 a 5ha, sendo portanto o principal público-alvo de uma política de uso eficiente de água de irrigação;
- A elaboração de calendários de irrigação por cultura, ou informação em tempo real da quantidade de água a aplicar, pode funcionar como forte instrumento de redução no consumo de água para irrigação na região, disponibilizando o insumo para incremento da área irrigada ou outros usos (carcinicultura, indústria, municipal);
- Apesar da política estadual de apoio à fruticultura visando à alocação de água de irrigação, prioritariamente, para as culturas de maior resultado econômico, o perfil do irrigante

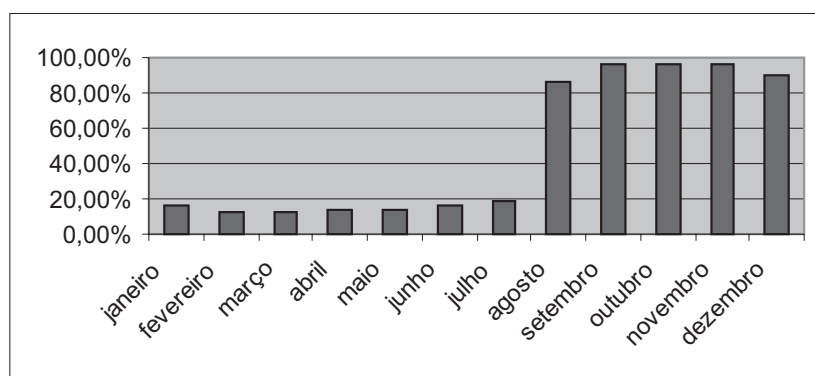


Gráfico 1 – Percentual da área irrigada em cada mês, em relação à área irrigada total disponível.

Fonte: Elaboração dos autores

concentra-se, preponderantemente, no cultivo de grãos e forrageiras, provavelmente por um forte fator cultural e facilidade de comercialização dos produtos oriundos dessas explorações (grãos e pecuária);

- Uma política de desenvolvimento para a agricultura irrigada na região pode ser concebida, considerando-se a necessidade de maior envolvimento do irrigante em mudança cultural e capacitação para lidar com novo tipo de produto (frutas, flores tropicais...), bem como uma possível conversão da irrigação de forragem e grãos irrigados por superfície para irrigação localizada (gotejamento e microaspersão).

AGRADECIMENTOS:

A FINEP - CT HIDRO pelo apoio financeiro ao Projeto e a COGERH pelos dados fornecidos.

Abstract

Each irrigation method has its own optimal efficiency and the performance depends on project design and management. The result is the irrigation water use efficiency. Water management practices lacks of technical and scientific information to be used on water rights concession for Low and Middle Jaguaribe River, which needs to improve the water use due to increasing competition sectors. The purpose of this task is, after the diagnostic, to be able to propose a future policy framework for water resource sustainability in the region. The diagnostic of the state of irrigated agriculture in the river basin (Low and Middle Jaguaribe) was based on water rights file from Companhia de Gestão de Recursos Hídricos do Estado do Ceará. It has been possible to conclude that the

irrigation methods adopted are level basin: 2,132.82ha (39.70%); microsprinkler: 1,130.80ha (21.05%); sprinkler: 771.80ha (14.37%); central pivot: 465ha (8.66%); drip: 429.75ha (23.50%); furrow: 328.31ha (6.11%); border: 77.84ha (1.40%) and microbasins: 35.50ha (0.66%).

Key words:

Water resources, Irrigation-Baixo Jaguaribe, Irrigation-Médio Jaguaribe, Water resources politic.

REFERÊNCIAS

- CEARÁ. Companhia de Gestão de Recursos Hídricos do Estado. **Cadastro de outorga**. Fortaleza, 2002. 1 disquete, 3 ½ pol.
- CRISTOFIDIS, D. Recursos hídricos e irrigação no Brasil. In: WORKSHOP DISPONIBILIDADE DE ÁGUA E IRRIGAÇÃO NO NORDESTE, 1999, Brasília. **Anais...** Brasília, DF: Instituto Sociedade, População e Natureza, 1999. 34 p.
- FIGUEIREDO, M.C.B. de *et al.* Gestão da demanda hídrica em municípios do Médio e Baixo Jaguaribe. In: ENCONTRO NACIONAL SOBRE A GESTÃO EMPRESARIAL E MEIO AMBIENTE, 7, 2003. São Paulo. **Anais...** São Paulo: FGV, 2003. 1 CD-ROM.
- WORLD BANK. **World development report 2000/2001: attacking poverty**. New York: Oxford University, 2000.

Recebido para publicação em 30.SET.2003.

Pólos de Desenvolvimento Integrado: Uma Proposta de Avaliação

TONETO Jr., Rudinei. **Proposta para a avaliação dos pólos de desenvolvimento integrado**. Fortaleza-CE: Banco do Nordeste do Brasil, 2004. 272p.

Em sete tópicos, o autor propõe uma metodologia de avaliação do Projeto Pólos de Desenvolvimento Integrado, fruto da parceria entre o Banco do Nordeste do Brasil (BNB) e o Ministério de Planejamento e Gestão.

Dr. Rudinei viajou, em meados de abril de 2002, para o interior dos estados do Rio Grande do Norte e de Alagoas, para visitar os Pólos de Assu-Mossoró e Bacia Leiteira. Realizou entrevistas com empresários e profissionais das equipes técnicas e de articulação de instituições públicas e privadas, bem como com os gerentes do BNB nestes Pólos, visitando projetos e observando mudanças nas condições de vida das pessoas.

O autor utilizou também, na redação do relatório final da pesquisa, dados secundários fornecidos pelo Escritório Técnico de Estudos Econômicos do Nordeste (ETENE) e questionários aplicados pelas equipes técnicas dos pólos junto aos produtores rurais, empresas agrícolas, agroindústrias e pequenos empreendimentos urbanos.

Deste relatório surgiu a publicação, esforço do ETENE no sentido de divulgar, junto ao BNB e à sociedade nordestina, uma proposta de metodologia de avaliação que poderá ser aplicada aos demais pólos de desenvolvimento integrado.

O professor Rudinei prima por uma linguagem concisa e clara, realizando uma breve introdução sobre as teorias do crescimento econômico, teoria dos *clusters* e capital social, a fim de situar o leitor, inclusive o leigo no assunto, no objetivo principal da pesquisa.

Nos tópicos seguintes, o autor aborda, objetivamente, os aspectos metodológicos adotados na avaliação e o desempenho dos pólos-piloto da pesquisa, enfatizando variáveis demográficas e econômicas de cada um, realizando uma análise pormenorizada, apoiada em informações colhidas nas bases de dados disponibilizadas pelo BNB e outras instituições.

Dr. Rudinei analisa também, de forma bastante didática, o crescimento da renda dos municípios do Nordeste e dos pólos, utilizando-se de ferramental econométrico para a análise de variáveis selecionadas. A análise dos resultados dos questionários aplicados pelas equipes técnicas das áreas estudadas é um tópico de leitura amigável, cujos gráficos em cores ilustram, de forma clara, a apresentação dos dados e a compreensão dos resultados.

Trata-se, portanto, de importante trabalho a compor o acervo bibliográfico de pesquisadores, professores e estudantes que se dedicam aos estudos sobre a região Nordeste.

Jackson Dantas Coelho

Endereços dos Autores

Cláudia Malbouisson

claudiamalbo@uol.com.br

Cristiano Aguiar de Oliveira

Rua Doutor Bruno Chaves 300 – três vendas

96055-040 Pelotas RS

oliveira2@yahoo.com

Ecio de Farias Costa

Rua Bráulio Gonçalves, 77 – aptº 201

50720-605 Recife PE

ecio@yahoo.com

Eurilton Araújo

Faculdades Ibmec

Av. Rio Branco 108, 5º andar

20040-001 Rio de Janeiro RJ

ejunior@ibmecrj.br

Ignácio Tavares

Av. Presidente Kennedy, 488 – Tambauzinho

58042-180 João Pessoa PB

igtav@bol.com.br

Livio Andrade Wanderley

Almeda Catânia, nº 273, aptº 701 – Jardim Pituba

41830-480 Salvador BA

livio@ufba.br

Maria Cléa Brito de Figueiredo

clea@cnpat.embrapa.br

Morsyleide Freitas Rosa

morsy@cnpat.embrapa.br

Raul da Mota Silveira Neto

Rua Bartolomeu de Gusmão, 62/201 - Madalena

50610-190 Recife PE

rau.silveira@uol.com.br

Rubens Sonsol Gondim

Rua Bento Albuquerque 407/202 Papicu

60190-080 Fortaleza CE

rubens@cnpat.embrapa.br

Tiago Farias Sobel

tiagosobel@bol.com.br

Wilson F. Menezes

Praça da Piedade 6 – sala 517 – Centro

40070-010 Salvador BA

awilson@ufba.br

Normas para Apresentação de Originais

1. A Revista Econômica do Nordeste (REN) é uma publicação trimestral do Banco do Nordeste do Brasil S.A., destinada à divulgação de trabalhos de cunho técnico-científico resultantes de estudos e pesquisas que contribuam para a formação e qualificação dos recursos humanos do Nordeste e concorram para a constituição de base de informação sobre a Região.
2. A REN tem por objetivos:
 - a) promover a integração técnico-científica do Banco do Nordeste com outros órgãos de desenvolvimento, de modo a reforçar seu papel de banco de desenvolvimento;
 - b) estimular a comunidade intelectual à produção de trabalhos técnico-científicos sobre desenvolvimento regional nas áreas de Administração, Economia, Sociologia e ciências afins, bem como das tecnologias afetas a essas áreas do conhecimento;
 - c) oferecer subsídios à formação de consciência crítica sobre aspectos sócio-econômicos da Região; e
 - d) divulgar trabalhos do Banco do Nordeste que retratem as especificidades da Região.
- 2 – A critério da Comissão Editorial, serão aceitos trabalhos já publicados em periódicos estrangeiros, sujeitos à mesma avaliação de originais inéditos. O autor deverá apresentar autorização por escrito do editor da revista onde o seu artigo foi originalmente publicado.
- 3 – Os originais serão publicados em língua portuguesa. Devem ser redigidos em linguagem acessível, evitando-se o jargão teórico e as formulações matemáticas, desde que não prejudique a qualidade do trabalho.
- 4 – O autor faculta ao Banco do Nordeste publicar seu trabalho na REN, em mídia tradicional e eletrônica, existente ou que venha a ser descoberta, para efeito de divulgação científica da Revista e de seu conteúdo, conforme a Lei 9.610/98.
- 5 – A redação se reserva o direito de introduzir alterações nos originais, visando a manter a homogeneidade e a qualidade da publicação, respeitando, porém, o estilo e as opiniões dos autores. As provas tipográficas não serão enviadas aos autores.
- 6 – Os artigos publicados na Revista Econômica do Nordeste podem ser reimpressos, total ou parcialmente, desde que obtida autorização expressa da direção da Revista e do respectivo autor, e que seja consignada a fonte de publicação original.
- 7 – Os autores receberão 2 (dois) exemplares da Revista que veicular seu artigo, mais 10 separatas de seu trabalho.
- 8 – A Revista classificará as colaborações de acordo com as seguintes seções:

NORMAS EDITORIAIS

- 1 – A REN publica trabalhos inéditos, depois de submetidos à aprovação de consultores que sejam especialistas reconhecidos nos temas tratados. A seleção dos trabalhos para publicação cabe à Comissão Editorial.

- 8.1 - **Documentos Técnico-Científicos:** textos que contenham relatos completos de estudos ou pesquisas concluídas, revisões da literatura e colaborações assemelhadas.
- 8.2 - **Comunicações:** relatos breves sobre resultados de pesquisas em andamento, que sejam relevantes e mereçam rápida divulgação.
- 8.3 - **Resenhas:** análises críticas de livros cujo conteúdo se enquadre nos objetivos da Revista.
- 8.4 - **Banco de Idéias:** textos de divulgação de opiniões de pesquisadores, professores, estudantes e técnicos sobre textos publicados na revista e temas atuais de sua especialidade.

APRESENTAÇÃO DOS TRABALHOS

Formato: todas as colaborações devem ser enviadas pela internet ou via postal em disquete (endereços abaixo) de 3 ½ polegadas, no processador de textos Word, versão atualizada, corpo 12, fonte Times New Roman, espaçamento simples, laudas programadas para papel A-4, com margens de 2,5cm (superior, inferior e laterais). A quantidade de laudas variará conforme o tipo de colaboração, obedecendo aos seguintes parâmetros:

- **Documentos Técnico-Científicos e Comunicações:** de 15 a 30 laudas;
- **Banco de Idéias:** até cinco laudas;
- **Resenhas:** até duas laudas.

A primeira lauda do original deverá conter: título do artigo, nome completo do autor, minicurrículo, endereço postal, telefone e fax.

Para resenhas, acrescentar a referência bibliográfica completa, bem como endereço da editora ou entidade encarregada da distribuição da obra resenhada.

Título do artigo: o título deve ser breve e suficientemente específico e descritivo, contendo as palavras-chave que representam o conteúdo do artigo.

Resumo: deve ser incluído na segunda lauda um resumo informativo de aproximadamente 200 palavras, em português, acompanhado de sua tradução para o inglês, redigido conforme as normas da NBR 6028, da Associação Brasileira de Normas Técnicas (ABNT).

Agradecimento: agradecimento por auxílios recebidos para a elaboração do trabalho deve ser mencionado no final do artigo.

Notas: nota referente ao corpo do artigo deve ser indicada com um número alto, imediatamente depois da frase a que diz respeito. Deverá vir no rodapé do texto, sem ultrapassar cinco linhas por cada página.

Fórmulas matemáticas: as fórmulas matemáticas, quando indispensáveis, deverão ser digitadas no próprio texto, com clareza, não podendo oferecer dupla interpretação. Ex: não confundir o algarismo 1 com a letra l.

Apêndices: apêndices podem ser empregados no caso de listagens extensivas, estatísticas e outros elementos de suporte.

Materiais gráficos: fotografias nítidas e gráficos (estritamente indispensáveis à clareza do texto) poderão ser aceitos, desde que no programa "Corel Draw", em versão preto e branco. Deverão ser assinalados, no texto, pelo seu número de ordem, os locais onde devem ser intercalados. Se as ilustrações enviadas já tiverem sido publicadas, mencionar a fonte e a permissão para reprodução.

Tabelas e Quadros: as tabelas e os quadros deverão ser acompanhados de cabeçalho que permita compreender o significado dos dados reunidos, sem necessidade de referência ao texto, obedecendo às normas de apresentação tabular, da Fundação IBGE em vigor. Devem também ter numeração sequencial própria para cada tipo e suas localizações devem ser assinaladas no texto, com a indicação do número de ordem respectivo.

Referências Bibliográficas: seguem a norma em vigor, da Associação Brasileira de Normas Técnicas (ABNT). Deverão constituir as referências, no final do artigo, em ordem alfabética por sobrenome de autor. As citações devem ser indicadas no texto por um sistema de chamada autor-data. A exatidão e adequação das referências a trabalhos que tenham sido consultados e mencionados no texto do artigo são da responsabilidade do autor.

Os trabalhos devem ser enviados para:

BANCO DO NORDESTE

Editor da Revista Econômica do Nordeste
Superintendência de Comunicação e Cultura
Av. Paranjana, 5.700 - Passaré
CEP 60740-000 Fortaleza CE.

Os autores poderão obter outras informações pelo telefones (085) 299.3137 ou (85) 299.3737, fax (085) 299.3530 correio eletrônico ren@bnb.gov.br, e home page <http://www.bnb.gov.br/ren>

Relação de Consultores

Abraham Benzaquen Sicsú
Acúrcio Araújo Filho
Ademar Ribeiro Romeiro
Adriano Sarquis Bezerra de Menezes
Afonso Henriques Borges Ferreira
Afrânio Aragão Craveiro
Ahmad Saeed Khan
Airton Saboya Valente Júnior
Alceu de Castro Galvão Júnior
Alceu Richetti
Alda Maria Nogueira Pedroza
Alexandre Alves Porsse
Alexandre Rands Coelho Barros
Alexandre Stamford da Silva
Alfredo Augusto Oliveira
Ana Flávia Machado
Ana Maria Fontenele
Ângela Maria Rodrigues Ferreira
Antonio Adauto Fonteles Filho
Antonio Alberto Jorge Farias Castro
Antônio Alberto Teixeira
Antônio de Castro Queiroz Serra
Antônio Evaldo Comune
Antonio Henrique Pinheiro Silveira
Antônio Jeová Pereira Lima
Antônio Lisboa Teles da Rosa
Antônio Luiz Abreu Dantas
Antônio Nogueira Filho
Antônio Pereira Neto
Antônio Renan Moreira Lima
Antônio Wilson Menezes
Aristides Monteiro Neto
Arlan Mendes Mesquita
Assuero Ferreira
Atenágoras Oliveira Duarte
Áureo Eduardo Ribeiro
Auro Akio Otsubo
Bastian Philip Reydon
Biágio de Oliveira Mendes Júnior
Bouزيد Izerrougene

Breno Magalhães Freitas
Carlos Brunet Martins Filho
Carlos Eduardo Gasparini
Carlos Roberto Azzoni
Carlos Roberto Machado Pimentel
Cícero Péricles de Carvalho
Ciro Biderman
Claricio dos Santos Filho
Clonilo Moreira Sindeaux de Oliveira
Clóvis Guimarães Filho
Clóvis José D. L. Darrigue de Faro
David Ferreira de Carvalho
Dean Lee Hansen
Diniz de Alencar Araújo
Ecio de Farias Costa
Edison Rodrigues Barreto Júnior
Edmar Vieira Filho
Edson Gurgel Coelho
Eduardo Amaral Haddad
Eduardo Girão Santiago
Eduardo Pontual Ribeiro
Elivan Gonçalves Rosas Ribeiro
Emílio Recamonde Capelo
Fernando Cardoso Pedrão
Fernando de Mendonça Dias
Fernando Mendes Lamas
Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto
Francisco Assis Soares
Francisco das Chagas Soares
Francisco Diniz Bezerra
Francisco Ferreira Alves
Francisco José Araújo Bezerra
Francisco José Linhares Teixeira
Francisco Mavignier Cavalcante França
Francisco Paula Pessoa de Andrade
Francisco Raimundo Evangelista
Francisco S. Ramos
Franklin Roosevelt Santos Amorim
Fred Leite Siqueira Campos
Frederico Gonzaga Jayme Júnior

George Emílio Bastos Gonçalves
Geraldo de Lima Gadêlha Filho
Gerson Pereira Lima
Gil Célio de Castro Cardoso
Gilca Garcia de Oliveira
Guerino Edécio da Silva Filho
Hamilton de Moura Ferreira Júnior
Heber José de Moura
Hermano José Batista de Carvalho
Hugo Eduardo Araujo da Gama Cerqueir
Isabelle Maria Jacqueline Meunier
Jane Mary Gondim de Sousa
João Carduci P. da Silva
João da Cunha Silva
João de Aquino Limaverde
João Francisco Freitas Peixoto
João Policarpo Rodrigues Lima
João Rodrigues Neto
Jorge Luiz Mariano da Silva
José Ailton Nogueira dos Santos
José Airton Mendonça de Melo
José Alfredo Américo Leite
José Alípio Frota Leitão Neto
José Carlos Aziz Ary
José Carlos de Araújo
José Carlos Machado Pimentel
José Carlos Pinho de Paiva Timbó
José Carrera Fernandez
José Cesar Vieira Pinheiro
José Danilo Lopes de Oliveira
José de Jesus Sousa Lemos
José Eli da Veiga
José Flores Fernandes Filho
José Franácio de Castro
José Ivan Caetano Fernandes
José Lamartine Távora Junior
José Lucenildo Parente Pimentel
Jose Marangoni Camargo
José Maria Eduardo Nobre
José Maria Marques de Carvalho
José Newton Pires Reis
José Nicácio de Oliveira
José Otamar de Carvalho
José Ricardo de Santana
José Roberto de Lima Andrade
José Romeu de Vasconcelos

José Sérgio Gabrielli de Azevedo
José Sydrião de Alencar Júnior
José Valdeci Bezerra
Joseneide Franklin Cavalcante
Laura Lúcia Ramos Freire
Lauro Mattei
Leonardo Guimarães Neto
Lincoln Coutinho de Aguiar
Liv Soares Severino
Lucia Maria Goes Moutinho
Luciana Togeiro de Almeida
Luciano Jany Feijão Ximenes
Luis Antônio Mattos Filgueiras
Luís Henrique Romani de Campos
Luis Ivan de Melo Castelar
Luis Sérgio Farias Machado
Luiz Ricardo Mattos Teixeira Cavalcante
Luzia Neide Menezes Texeira Coriolano
Manuel Osório de Lima Viana
Marcelo Savino Portugal
Maria Cleide Carlos Bernal
Maria Cristina Macdowell
Maria Cristina Pereira de Melo
Maria da Graça Duque Farias
Maria de Fátima Aguiar
Maria de Fátima Bandeira de Paula
Maria de Fátima Garcia
Maria d Fátima Vidal
Maria Odete Alves
Maurício Teixeira
Mauricio Teixeira Rodrigues
Mauro Borges Lemos
Mauro Mendes Rangel
Milenio Tavares Cavalcante
Mônica Alves Amorim
Myrtis Arrais de Souza
Odair Lopes Garcia
Olímpio José de Arroxelas Galvão
Orlando Carneiro de Matos
Orlando Martinelli
Oscar Henrique Belo Santos
Oséas Gois Pereira
Osires Cârvalho
Osmar Gonçalves Sepúlveda
Oswaldo Ferreira Guerra
Paulo Amilton Maia Leite Filho

Paulo Brígido R. Macedo
Paulo Henrique de Almeida
Paulo Ortiz Rocha de Aragão
Paulo Roberto Silva
Paulo Roberto Siqueira Telles
Paulo Sergio Nascimento Lopes
Pedro Carlos Cunha Martins
Pedro Cavalcanti Ferreira
Pedro Jorge Ramos Vianna
Pedro Luiz da Motta Veiga
Pery Francisco Assis Shikida
Raimundo Eduardo Silveira Fontenelle
Raimundo Sampaio Neto
Raul da Mota Silveira Neto
Rebert Coelho Correia
Ricardo Chaves Lima
Ricardo Lima de Medeiros Marques
Ricardo Oliveira Lacerda de Melo
Ricardo S. Martins
Rita Ayres Feitosa
Rivanda Meira Teixeira
Robério Telmo Campos
Roberto Cláudio de Almeida Carvalho
Robson Ribeiro Gonçalves
Rodrigo Ferreira Simões
Rodrigo Magalhães Neiva Santos
Rogério César Pereira de Araújo
Rogério Pereira
Rômulo Cordeiro Cabral
Ronaldo de Albuquerque e Arraes
Rosa Maria Oliveira Fontes
Rosalvo Ferreira Santos
Ruben Dario Mayorga
Rubênio Borges De Carvalho
Rubens Onofre Nodari
Rubens Sonsol Gondim
Samuel Jorge Marques Cartaxo
Sandra dos Santos Souza
Sergio Henrique Arruda Cavalcante Forte
Sidney Grippi
Sílvio Mendes Zancheti
Solimara Battisti
Sonia Maria Dalcomuni
Stênio Domingues da S.júnior
Suely Salgueiro Chacon
Tânia Bacelar de Araújo
Tarcisio Patricio de Araújo

Tereza Cristina Vasconcelos Gesteira
Tibério Rômulo Romão Bernardo
Tito Belchior Moreira
Vanderlei Barreto Lima
Vanessa Petrelli Corrêa
Vera Spinola
Verônica Fagundes Araújo
Vicente de Paula Maia Santos Lima
Victor Prochnik
Virgínia Pontual
Vitor de Athayde Couto
Vladimir Fernandes Maciel
Wagner Paiva de Argolo
Walmir Severo Magalhães
Wandrick Hauss de Sousa
Willian Eufrásio Nunes Pereira
Yony Sampaio