

Dinâmica do emprego no Brasil de 1995 a 2005

Tiago Wickstrom Alves*
Gláucia Angélica Campregher†

Resumo

Esse artigo tem como objetivo a análise do crescimento do emprego nacional em termos de dinâmica setorial, segmentada por estados da Federação, por setores e faixas salariais no período de 1995 a 2005, a partir de dois procedimentos: o Modelo de Arcelus (1984) que permite a verificação do fenômeno da especialização e seu impacto no crescimento do emprego regional, e a estatística de Moran Local que permite a construção de relações de vizinhança e o estabelecimento de possíveis *clusters* espaciais. O exercício realizado mostra, quanto ao crescimento estrutural, uma significativa diferença entre as dinâmicas de emprego das diferentes regiões e setores, evidenciando ainda uma concentração do crescimento nas faixas salariais de até três salários mínimos. Quanto ao crescimento gerado por fatores puramente locais, obteve-se que apenas seis unidades da federação apresentaram vantagens competitivas puras, enquanto o efeito da demanda local sobre o crescimento regional foi determinante para a expressiva maioria dos estados gerando um cluster composto por Mato Grosso, Goiás e Tocantins.

Palavras-chave: Modelo de Arcelus; Clusters espaciais; dinâmica do emprego.

Abstract

This paper analyses the growth in national employment in terms of sectorial dynamic, segmented by Brazilian states, sectors, and wage ranges from 1995 to 2005 based on two methodologies: de Arcelis Model (1984), which allows one to verify the phenomenon of specialization and its impact on regional employment growth, and the Moran Local statistics, which allows the construction of neighborhood relations and the establishment of likely spatial clusters. The exercise employed shows in relation to structural growth, a significant difference between the dynamics of employment in different regions and sectors, reflecting a concentration of growth in wages up to three minimum wages. With regards the growth generated by purely location factors, only six Brazilian states showed a pure competitive advantages, while the local demand effect on regional growth was a key factor for the majority of states creating a cluster composed by Mato Grosso, Goiás and Tocantins.

Key words: Arcelus model; Spatial Clusters; dynamics of the employment.

JEL Classification: [J21](#): Labor Force and Employment, Size, and Structure.

Área 12 - Economia do Trabalho

* Doutor em Economia e Professor Titular do Curso de Economia da Unisinos. E-mail: tw@mercado.unisinos.br

† Doutora em Economia e Professora do Mestrado em Economia da Unisinos. E-mail: glauucia@unisinos.br

1. Introdução

A compreensão dos elementos que determinam o crescimento do emprego é de suma importância em qualquer economia e o é particularmente na economia brasileira, onde a sucessão de modelos de desenvolvimento gerou um mercado formal caracterizado pela excessiva mobilidade, baixos salários e baixa produtividade. De fato, a manutenção do crescimento econômico nos anos de 2005, 2006 e 2007 - PIB crescendo respectivamente a 3,16%, 3,75% e 5,42% a.a. - tem gerado decréscimo do desemprego - respectivamente 17,9%, 16,8% e 15,5% segundo dados do DIEESE. e uma maior formalização dos trabalhadores. As taxas de ocupação vêm batendo recordes sucessivos, chegando à desocupação medida pela Pesquisa Mensal de Emprego (PME), para as principais regiões metropolitanas em maio de 2008, a 7,9% da população economicamente ativa. Este pode ser o início de um processo onde o crescimento econômico permita não apenas a absorção daqueles novos trabalhadores que chegam todos os anos ao mercado (em torno de 2 milhões de pessoas), mas também de uma absorção crescente do estoque de desempregados – hoje algo em torno dos 9 milhões de pessoas (Campos; Amorim, 2007)

Saber quantas, onde e em que ritmo as novas vagas são criadas é fundamental uma vez que, dentro de um universo de 9 milhões de desocupados, apenas 1,67 milhões, segundo o mesmo estudo de Campos e Amorim (2007), podem ser considerados qualificados e aptos a preencher imediatamente os novos postos de trabalho. Além disso, entre os preparados, a expressiva maioria habita as regiões mais populosas, onde, desta feita, excedem à oferta de empregos formais.

É nesse sentido que modelos que ajudam a identificar setores e regiões mais e menos dinâmicas podem alimentar estudos que vêm, por sua vez, a contribuir para orientar o investimento privado e a política pública. Esta é a justificativa desse trabalho, que tem como objetivo a análise do crescimento do emprego nacional em termos de dinâmica setorial, segmentada por estados da Federação, por setores e faixas salariais e com a utilização do Modelo de Arcelus e de clusters espaciais.

Destaca-se que essa análise foi realizada com base nos dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), contabilizando, portanto, alterações ocorridas no emprego formal. Ainda assim tais dados são interessantes por oferecer séries de emprego quando não dispomos de estatísticas desagregadas sobre desemprego que cubram todo o país, como bem argumentam Oliveira e Carneiro (2001).

Dito isso, a estrutura deste artigo conta com quatro seções, além dessa introdução: na seção a seguir apresenta-se o modelo, a definição das variáveis e a identificação das fontes dos dados; na terceira faz-se a análise dos efeitos estruturais; na quarta analisa-se a competitividade; na quinta discute-se os *clusters* espaciais; ao final salienta-se as principais conclusões do estudo.

2. Procedimentos metodológicos

Esse trabalho parte da aplicação do Modelo de Arcelus como instrumento capaz de evidenciar os elementos relacionados à dinâmica estrutural e aqueles relacionados à fatores competitivos específicos de cada estado da federação na geração do emprego formal no Brasil nos anos de 1995 a 2005. Para além desse primeiro exercício, o modelo permite uma análise de *clusters* espaciais¹ evidenciando, nesse caso, não os fatores dinâmicos ligados aos setores, mas ao espaço em si mesmo. Assim, essa seção apresenta, inicialmente, o Modelo de Arcelus e os procedimentos necessários para determinar os *clusters*, com o objetivo de permitir o entendimento da discussão futura acerca dos resultados encontrados. A seguir, apresentam-se: o período de análise, as unidades regionais, a divisão entre os setores e o tratamento para a equalização das matrizes de informações.

Modelo de Arcelus:

O modelo de Arcelus (1984) originou-se de uma série de discussões e contribuições que foram realizadas ao método estrutural-diferencial, que em sua versão clássica pode ser resumidamente apresentado como:

$$\Delta E_{ij} = \Delta_t E_{ij} + \Delta_e E_{ij} + \Delta_d E_{ij} \quad (1)$$

Onde os sobrescritos 0 e t representam o tempo inicial e final respectivamente e os subscritos: i , o setor; j , a região; Sendo: Variação real do emprego: $\Delta E_{ij} = E_{ij}^t - E_{ij}^0 = E_{ij}^0(e_{ij} - 1) \therefore e_{ij} = E_{ij}^t/E_{ij}^0$;

¹ Nazara e Hewings (2004) propuseram a inclusão da análise espacial no método estrutural diferencial em sua versão clássica. A proposta aqui é de fazer a aplicação do método de Arcelus por ser mais amplo e gerar resultados mais eficientes e, após, verificar a existência de *clusters* espaciais através da análise univariada desenvolvida por Anselin (1995).

Varição teórica do emprego: $\Delta_t E_{ij} = E^o_{ij}(e - 1) \therefore e = E^t/E^o$; Varição estrutural do emprego: $\Delta_e E_{ij} = E^o_{ij}(e_{in} - e) \therefore e_{in} = E^t_{in}/E^o_{in}$; Varição diferencial do emprego: $\Delta_d E_{ij} = E^o_{ij}(e_{ij} - e_{in})$.

Logo, esse modelo descreve o crescimento líquido do emprego ($\Delta E_{ij} - \Delta_t E_{ij}$) como sendo uma função da estrutura produtiva, isto é, se está assentada ou não em indústrias que são dinâmicas em nível nacional (efeito estrutural) e/ou vantagens comparativas da região em relação às demais (efeito diferencial).

Esse modelo tem sua origem metodológica em Esteban-Marquillas (1972) que apontou pra o fato que $\Delta_d E_{ij}$ poderia decorrer não apenas das vantagens internas, mas também de uma especialização do emprego em nível regional nessa atividade - o que geraria efeitos entrelaçados. Para eliminar esse problema, isto é, o efeito da distribuição setorial do emprego no efeito diferencial, ele gerou mais um termo na equação diferencial clássica denominado de emprego homotético ($E^o_{ij}*$) no lugar do emprego inicial (E^o_{ij}) do setor i da região j . Como salientam Sihag e Macdonough (1989, p. 80) “Sua contribuição corrigiu o ponto mais fraco da análise tradicional do modelo estrutural-diferencial, isto é, a falha do efeito diferencial em medir o crescimento do emprego devido ao dinamismo especial do setor na região”.

Mas, embora o método proposto por Esteban-Marquillas tenha solucionado o problema dos efeitos entrelaçados, gerou, segundo Herzog e Olsen (1977, p. 453), ao introduzir o emprego homotético, um problema conhecido como o da ponderação - que poderia alterar não-somente a magnitude dos efeitos, como também os sinais. Embora a proposta de desses autores tenha tido alguma repercussão, gerou os mesmos problemas descritos por Ashby (1970) para o método de Stilwell (1968) que era de apresentar uma função com bases diferentes.

O modelo elaborado por Arcelus consegue corrigir esses problemas e ainda permite determinar o efeito que determinado crescimento exerce em sua própria região, sendo que, para os demais efeitos, segue o mesmo princípio de Esteban-Marquillas. Citando Roig (2005), para explicitar a potencialidade do método de Arcelus:

“Su extensión permite identificar los efectos en el crecimiento de las diferencias en los tamaños de los mercados locales y las diferencias interregionales (a) en las composiciones industriales “*industry mix*”, y como consecuencia (b) en las elasticidades de los ingresos de la demanda y (c) en las relaciones input-output”.

Assim, em função das possibilidades do modelo de Arcelus é que se justifica a utilização desse modelo para responder ao objetivo proposto. A seguir tem-se a apresentação desse modelo e, após, a explicitação da construção dos *clusters* espaciais.

$$\Delta E_{ij} = \Delta_t E_{ij}^* + \Delta_t E'_{ij} + \Delta_e E_{ij}^* + \Delta_e E'_{ij} + R_{ij} + RI_{ij} \quad (2)$$

Onde:

$$\Delta_t E_{ij}^* = E^o_{ij}*(e - 1) \quad (3)$$

$$\Delta_t E'_{ij} = (E^o_{ij} - E^o_{ij}*)(e - 1) \quad (4)$$

$$\Delta_e E_{ij}^* = E^o_{ij}*(e_{in} - e) \quad (5)$$

$$\Delta_e E'_{ij} = (E^o_{ij} - E^o_{ij}*)(e_{in} - e) \quad (6)$$

$$R_{ij} = E^o_{ij}*(e_{rj} - e) + (E^o_{ij} - E^o_{ij}*)(e_{rj} - e) \quad (7)$$

$$RI_{ij} = E^o_{ij}*[(e_{ij} - e_{rj}) - (e_{in} - e)] + (E^o_{ij} - E^o_{ij}*)[(e_{ij} - e_{rj}) - (e_{in} - e)] \quad (8)$$

Os termos $\Delta_t E_{ij}^*$ e $\Delta_t E'_{ij}$ da equação (2), equações (3) e (4) respectivamente, representam o **efeito teórico**, isto é, a variação que ocorreria no emprego do setor i da região j , se esta crescesse à mesma taxa da economia nacional. Porém, o termo $\Delta_t E_{ij}^*$ evidencia o quanto o emprego do setor i da região j teria crescido, se o setor i tivesse a mesma estrutura existente em nível nacional e crescesse à mesma taxa que esta. A soma desse efeito para todas os setores da região j resulta no efeito teórico obtido na equação clássica do método estrutural-diferencial.

O termo $\Delta_t E'_{ij}$ representa o efeito residual, isto é, o efeito que contabiliza o resíduo que a média do crescimento nacional apresenta para a economia local. Assim, valores positivos significam que o setor é especializado, e sua magnitude mostra o quanto essa especialização contribuiria para a variação total do emprego no setor i da região j , se ela tivesse crescido à mesma taxa da economia nacional. Dado que o

resíduo é medido como um desvio do emprego homotético ($E_{ij}^o - E_{ij}^{o*}$), seu somatório, isto é, a soma dos resíduos de cada setor para uma dada região, é zero.

Raciocínio análogo é feito para o **efeito estrutural**, representado pelos termos $\Delta_e E_{ij}^{o*}$ e $\Delta_e E'_{ij}$ da equação (2), e pelas equações (5) e (6). Porém, para o agregado da região, o somatório dos resíduos de cada setor não é zero, uma vez que, para cada valor de ($E_{ij}^o - E_{ij}^{o*}$), tem-se um ($e_{in} - e$) ponderando esse resíduo para todo i . Logo, pela própria definição de efeito estrutural, é o resíduo que irá medir esse efeito.

Dessa forma, para que a equação (2) permaneça fornecendo a variação real do emprego, o somatório do efeito estrutural homotético de cada região deve ser zero. Isso é facilmente perceptível, dado que, se uma região tem a mesma estrutura da economia como um todo, então, ela é um “retrato” desta, e, portanto, não pode haver efeito estrutural.

O **efeito induzido** (R_{ij}) é o termo que mede o impacto que o crescimento da região tem sobre o crescimento dos setores que compõem esta região. Esta influência não está relacionada com os efeitos de encadeamentos das matrizes de insumo-produto, mas sim com o benefício de renda gerada nestas indústrias crescentes, isto é, como um mercado para o produto da indústria i (Keil, 1992, p. 476). Sendo, portanto, o efeito que medirá o impacto da demanda resultante da variação do emprego na região r . Esse efeito é composto pelo efeito **induzido homotético** - $E_{ij}^{o*}(e_{rj} - e)$ e **efeito induzido residual** - $(E_{ij}^o - E_{ij}^{o*})(e_{rj} - e)$, onde $\sum_i (E_{ij}^o - E_{ij}^{o*})(e_{rj} - e) = 0$.

O **efeito competitivo puro** (RI_{ij}) mede o efeito dos atributos específicos da região. A evidência da existência de vantagens competitivas ocorre quando a diferença das taxas de crescimento do setor na região em relação ao setor na economia nacional for maior do que a diferença das taxas de crescimento da região e da economia como um todo, isto é: $(e_{ij} - e_{in}) > (e_{rj} - e)$. Assim sendo, RI_{ij} estará corretamente penalizando a região que se especializar em setores que não apresentam vantagens comparativas (Keil, 1992, p. 477). Esse efeito é composto pelo efeito **competitivo puro homotético** - $E_{ij}^{o*}[(e_{ij} - e_{rj}) - (e_{in} - e)]$ e o **competitivo puro residual** - $(E_{ij}^o - E_{ij}^{o*})[(e_{ij} - e_{rj}) - (e_{in} - e)]$.

Sendo as taxas de crescimento do emprego definidas como: taxa de crescimento do emprego do setor i na região j : $e_{ij} = E_{ij}^t/E_{ij}^o$; taxa de crescimento do emprego do setor i em nível nacional: $e_{in} = E_{in}^t/E_{in}^o$; taxa de crescimento do emprego em nível regional: $e_{rj} = E_{rj}^t/E_{rj}^o$

Clusters Espaciais do Emprego no Brasil

O cluster espacial foi definido a partir da elaboração de uma matriz de pesos espaciais (W) da qual é possível estabelecer uma estatística denominada de Moran Local (I_i). Essa estatística permite estabelecer uma relação entre a unidade regional e seus vizinhos da qual existem valores semelhantes, sendo também uma medida de autocorrelação espacial para cada localização individual (Anselin, 2003). A esse estimador Anselin (1995) denominou de *Local Indicator of Spatial Association* - LISA.

A construção da matriz de pesos espaciais depende da definição de vizinhança. Essa pode ser estabelecida por diversos critérios como, entre outros, pela distância euclidiana dos centróides das regiões ou da contigüidade entre os polígonos. Em relação a esse último existem três possibilidades: lados em comum (*rook*); vértices em comum (*bishop*); e ambos (*queen*). Nesse trabalho definiu-se como vizinhas todas as regiões que possuíssem limites geográficos em comum (*queen*) em função de que esse é o método que melhor representa as relações de vizinhança entre as unidades da federação.

Essa matriz (W_{ij}) é constituída inicialmente de 0 quando a região “ i ” não possui vizinhança com “ j ” e 1 quando possui. Depois, é normalizada pelo número de vizinhos na linha. Uma vez calculada essa matriz, encontra-se a estatística “ I_i ” da seguinte forma²:

$$I_i = \frac{x_i \sum_j W_{ij} x_j}{\sum_i x_i^2} \quad (16)$$

Onde W_{ij} é a matriz de pesos espaciais; x a variável definida como de interesse para a construção do *cluster*, que no caso do presente trabalho são o emprego total em 1995 e em 2005, a Variação líquida, a variação estrutural, o efeito induzido e o efeito competitivo puro; i e j regiões.

² A matriz de pesos espaciais e os clusters foram computados usando o software GeoDa 9.5-i. Esse e uma ampla gama de textos explicativos referentes a regressão espacial podem ser obtidos no site: <http://sal.agecon.uiuc.edu/> e no <http://www.csiss.org/>.

Esse indicador relaciona-se em interpretação ao coeficiente de correlação de Pearson. Isso é, valores próximos de 1 indicam alta correlação positiva entre as regiões - que podem ser de elevados valores (*High-High*) como de baixos valores (*Low-Low*) – e próximo de -1 indica uma correlação inversa - regiões de elevados valores com vizinhos de baixos valores (*High-Low*) como de regiões de baixo valor com vizinhos de elevados valores (*Low-High*). Essas quatro caracterizações representam os quatro quadrantes de um gráfico de dispersão da matriz de peso espacial no eixo das ordenadas e a variável de interesse no eixo das abscissas, cujo H_0 é de que $I_i = 0$. Nesse trabalho utilizou-se para testar H_0 o nível de significância de 5%.

Período de análise, fonte e tratamento dos dados, unidades regionais, setores

A análise cobre o espaço de tempo de 1995 a 2005, tendo como base de dados os dados da RAIS. Destaca-se que os dados de 1995 e os de 2005 possuem uma diferença em decorrência da incorporação de um vetor-coluna, em 1995, denominado “outros/ignorado”, que cobre a classificação do emprego que não estava definido em nenhum estado.

Até o ano de 1993, existia um significativo volume de emprego vinculado nessa classe, pois, nessa época, a fonte para a classificação do estabelecimento nos subsetores era a classificação CNAE antiga, declarada em papel. A partir de 1995, com a implantação da classificação CNAE 95, ocorreu uma queda significativa dos vínculos para o subsetor "outros/ignorado", conforme orientam as notas técnicas 007/97, 008/97 e 011/97. A partir da RAIS de 2001, com o recebimento das declarações 100% em meio magnético (NT 052/03), o subsetor “outros/ignorado” deixou de ter frequência, pois o programa rejeita declarações não válidas. Para ajustar as bases, distribuiu-se os valores da coluna “outros/ignorado” proporcionalmente a participação do emprego existente no estado, considerando o setor e a faixa salarial.

Têm-se como unidades regionais os 26 estados da Federação mais o Distrito Federal e como setor na matriz de informações a combinação do setor propriamente dito com uma determinada faixa de renda, que se denominou de **setor por faixa salarial**. Isso significa 25 setores da economia (conforme Tabela 2) divididos por 13 faixas salariais (Tabela 3) , resultando em 325 observações, que foram utilizadas no modelo e definidos como setor para fins de análise.

3. Análise dos Efeitos Estruturais

Essa seção está dividida em três tópicos. No primeiro, apresentam-se crescimento do emprego em termos reais, em taxas e o efeito líquido; no segundo, analisa-se o crescimento do emprego com base na dinâmica estrutural dos setores; e, no terceiro, trata-se do efeito da especialização em termos regionais.

3.1 Variação líquida do emprego nos estados brasileiros

Havia 23.755.736 empregados registrados no Brasil, em 1995, e, em 2005, eram 33.238.617, ou seja, ocorreu um incremento de 9.482.881, um crescimento de 39,92%. São Paulo foi o maior responsável por essa variação, contribuindo com 2.049.597 novos empregos, seguido por Minas Gerais, com 1.154.968. Os estados com menor capacidade de geração de emprego foram Roraima, Acre e Amapá. Já em termos de taxa de crescimento (e_{ij}), Mato Grosso, Amapá e Tocantins foram os que apresentaram os maiores valores de e_{ij} , enquanto os com as menores taxas de crescimento foram Rio de Janeiro, São Paulo e Rio Grande do Sul (vide figura 1). Os valores dos dados referidos podem ser observados na tabela 1.

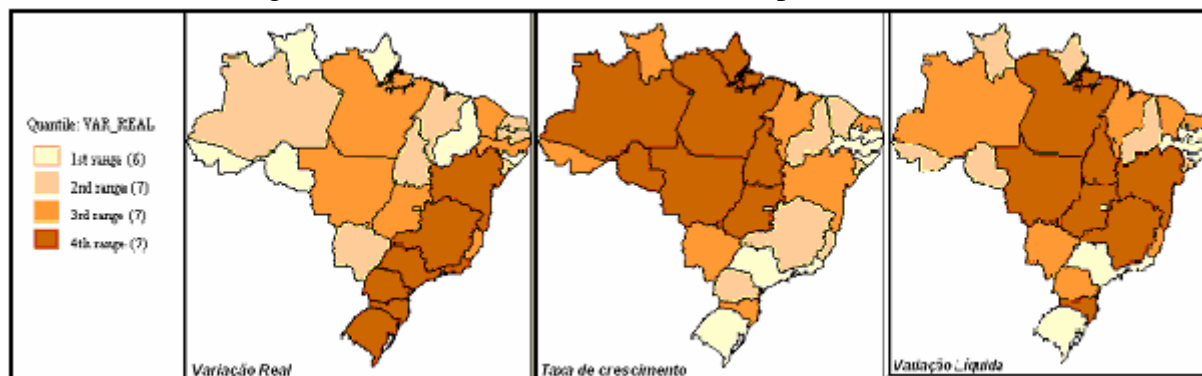


Figura 1: Crescimento real do emprego, das taxas de crescimento e dos efeitos líquidos para cada unidade da federação – 1995/2005

Fonte: Dados brutos MTE/RAIS.

Ao se analisar a tabela 1, verifica-se que, embora São Paulo tenha gerado um expressivo crescimento do emprego, foi, em termos líquidos, o de pior desempenho. Se esse estado tivesse crescido à mesma taxa que a economia em nível nacional, ele teria gerado, além dos 2.049.597, aproximadamente mais um milhão de empregos. Outro aspecto interessante a observar é o fato de que apenas seis estados apresentaram um efeito líquido negativo. Isso significa que a sua queda foi muito ampla, proporcionalmente ao crescimento do emprego nos demais, uma vez que o $\Delta_l E_{rj}$ é medido como desvio da média nacional, portanto, possui média zero.

Tabela 1: variação real do emprego (ΔE_{rj}), da taxa de crescimento (e_{rj}) e da variação líquida do emprego ($\Delta_l E_{rj}$), nos estados da federação no período de 1995-2005

ESTADOS	ΔE_{rj}	$\Delta_l E_{rj}$	e_{rj}
Acre	31.254	12.023	1,65
Alagoas	90.714	-19.621	1,33
Amapá	41.340	28.658	2,30
Amazonas	167.059	71.521	1,70
Bahia	645.059	265.065	1,68
Ceará	323.843	85.804	1,54
Distrito Federal	262.349	11.120	1,42
Espírito Santo	235.606	67.655	1,56
Goiás	433.677	229.594	1,85
Maranhão	152.129	53.121	1,61
Mato Grosso	257.566	164.736	2,11
Mato Grosso do Sul	163.747	61.776	1,64
Minas Gerais	1.154.968	181.925	1,47
Para	281.890	124.625	1,72
Paraíba	112.268	-10.906	1,36
Paraná	646.226	62.174	1,44
Pernambuco	270.122	-59.374	1,33
Piauí	94.741	21.109	1,51
Rio de Janeiro	502.592	-570.886	1,19
Rio Grande do Norte	164.683	50.471	1,58
Rio Grande do Sul	505.610	-184.920	1,29
Rondônia	94.092	46.556	1,79
Roraima	12.334	3.786	1,58
Santa Catarina	577.883	214.992	1,64
São Paulo	2.049.597	-1.028.565	1,27
Sergipe	99.158	27.851	1,56
Tocantins	112.366	89.711	2,98

Fonte: Dados brutos MTE/RAIS.

Já em termos de dispersão, o desvio padrão do efeito líquido foi de 251.638 empregos. Retirando-se os valores correspondentes a São Paulo e Rio de Janeiro, que foram os dois que se destacaram em termos de desvio, obtém-se 94.552 que, dada sua pequena magnitude, permite afirmar que, para os demais estados, o crescimento do emprego foi relativamente homogêneo.

Os dados também revelam uma situação preocupante para São Paulo, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul. Nos dois primeiros, em função de suas capitais, que, embora possuam elevada renda, têm apresentado problemas significativos de segurança pública e, portanto, necessitam gerar alternativas de renda para a população. Já o Rio Grande do Sul tem sua renda interna fortemente dependente do setor agrícola, e este, conforme se apresenta na seção seguinte, é o setor com menor dinamismo.

Oliveira e Carneiro (2001), ao analisarem a dinâmica do emprego no Brasil, verificaram que o efeito dos Planos Collor e Real, sobre os Estados do Amazonas, do Espírito Santo, da Paraíba, de Pernambuco, do Rio de Janeiro, do Rio Grande do Sul, de Sergipe e de São Paulo foi negativo e com previsão de se tornar permanente. Pelos dados da tabela 1, pode-se observar que, para Amazonas, Espírito Santo e Sergipe, esse impacto não se confirmou, pois apresentaram um $\Delta_l E_{rj}$ positivo. Para os demais estados ratificou-se a previsão feita pelos autores.

Isso evidencia um aspecto importante, que é o de que uma região pode alterar sua relação produtiva e, com isso, reverter uma posição. Assim, não só é possível reverter, como, ainda, é viável crescer a taxas elevadas, como foram as dos Estados do Amazonas e do Espírito Santo.

No entanto, é preciso levar em conta que parte dessas variações não são crescimento do emprego via geração de novos postos. Pastore (2004b), analisando a discussão referente à criação de 1,4 milhão de empregos formais ao longo de 2004 (valor como saldo de admissões menos demissões), conclui que a maioria deles foi fruto da intensificação da fiscalização junto às micro, pequenas e médias empresas.

Esse é um elemento importante para considerar em todas as observações referentes à variação do emprego neste texto. Também é preciso levar em conta o fato de que trabalhadores saírem da informalidade é um fator positivo para a sociedade, mas não tão relevante quanto a criação de novos postos.

3.2 Dinâmica Setorial

Aqui, analisa-se a dinâmica dos setores em dois momentos. No primeiro, considera-se o setor propriamente dito e, no seguinte, avaliam-se os setores por faixas salariais, conforme mencionado na seção de procedimentos metodológicos.

Dos 25 setores analisados, em apenas dois o crescimento setorial foi negativo: o que engloba agricultura, silvicultura, criação de animais, extrativismo vegetal³, e o da indústria da madeira e do mobiliário. O e_{in} para este último foi muito próximo de um, ou seja, de uma estagnação, mas, para o primeiro, ocorreu uma queda de aproximadamente 15%, valor significativo em termos de capacidade de geração de renda. Esse dado, por si só, deveria ser suficiente para orientar as políticas públicas de geração de renda e emprego no Brasil (vide tabela 2).

Tabela 2: Taxa de crescimento médio (e_{in}) dos setores no Brasil no período de 1995-2005

SETORES	e_{in} Médio
Agricultura, silvicultura, criação de animais, extrativismo vegetal	0,859
Indústria da madeira e do mobiliário	0,994
Indústria têxtil do vestuário e artefatos de tecidos	1,027
Construção civil	1,054
Indústria de produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico.	1,105
Indústria de produtos minerais não metálicos	1,121
Indústria do papel, papelão, editorial e gráfica.	1,166
Administração pública direta e autárquica	1,201
Indústria de calçados	1,244
Ind. da borracha, fumo, couros, peles, similares, ind. Diversas	1,275
Extrativa mineral	1,304
Serviços médicos, odontológicos e veterinários	1,304
Ensino	1,311
Serv. de alojamento, alimentação, reparação, manutenção, redação	1,433
Indústria metalúrgica	1,480
Comércio varejista	1,483
Ind. química de produtos farmacêuticos, veterinários, perfumaria	1,568
Serviços industriais de utilidade pública	1,569
Transportes e comunicações	1,582
Comércio atacadista	1,598
Com. e administração de imóveis, valores mobiliários, serv. Técnico	1,633
Indústria do material elétrico e de comunicações	1,710
Instituições de crédito, seguros e capitalização	1,728
Indústria mecânica	1,816
Indústria do material de transporte	1,952

³ Aqui cabe uma crítica a capacidade de verificar as oscilações do emprego no setor agrícola através de dados da RAIS, uma vez que somente empresas são obrigadas a preencherem essa. Os produtores agrícolas que não estruturam sua produção por meio de empresa não possuem a obrigação de preencherem a RAIS. Logo, o volume de emprego desse setor é muito superior ao que é apresentado na RAIS e suas variações devem ser significativamente diferentes. No entanto, é interessante analisar o que está ocorrendo com esses empregos mencionados na RAIS, pois esses se referem a uma forma de produção diferenciada no campo.

Fonte: Dados brutos MTE/RAIS.

Destaca-se que a taxa de crescimento do emprego em nível nacional (e) foi de 1,399. Sendo assim, dos 25 setores 13 cresceram abaixo da média nacional, e os 12 restantes, acima. Na tabela 2, constata-se que, da agricultura até o ensino, se tem um $e_{in} < 1,399$, sendo, portanto, os setores não dinâmicos em termos de geração de emprego na economia. Os demais seriam os dinâmicos. Um elemento importante de observar, no que se refere à geração de emprego na economia, é que alguns setores-base - como agricultura, construção civil e educação - não são dinâmicos. A tabela 2 permite visualizar as taxas de crescimento dos setores analisados.

O setor agrícola foi o de menor dinamismo, porém, destaca-se novamente a nota de roda-pé n.5. Ainda assim, esse dado é preocupante uma vez que indicaria um desestímulo à produção e ao investimento empresarial no setor agrícola. No entanto, Avellar e Vilela (2006) evidenciaram que o emprego no campo, após um logo período de redução, passou a crescer a partir de 2001 e, em suas conclusões, crêem que esse movimento perdure no longo prazo. Destaca-se que seria interessante do ponto de vista econômico e social que esse crescimento se desse a uma taxa no mínimo igual a da economia nacional.

Os resultados apresentados “escondem” um fator importantíssimo. Ao analisá-los, poder-se-ia achar que todos os empregos, em cada um desses setores, estariam condicionados ao e_{in} médio ao qual pertencem. No entanto, quando se abre por faixa salarial, descobre-se que, no período 1995-2005, existiu uma dinâmica clara de crescimento em termos de faixas salariais, o que modifica a interpretação das dinâmicas setoriais.

Abrindo os setores por faixas salariais conforme descrito na seção de procedimentos metodológicos, obtêm-se 325 setores por faixa salarial. Destes 215 apresentaram dinamismo inferior ao da economia em nível nacional, e 110 foram dinâmicos. Destes últimos, verificou-se que, na faixa de até meio salário mínimo, 88% foram dinâmicos, na faixa seguinte, 52%, e, nas faixas de 1,01 a 1,50 salário mínimo e de 1,51 a 2,00 salários mínimos, 100% foram dinâmicos. Somente um setor na faixa dos mais de 20 salários mínimos foi dinâmico, que foi o de extrativo mineral. A tabela 3 apresenta as faixas salariais e o número de setores pertencentes a elas que foram dinâmicas em nível nacional.

Tabela 3: Faixas salariais dinâmicas em nível nacional $e_{in} > e$ no Brasil no período de 1995-2005

Faixas salariais	Número de setores
Até 0,5 salário mínimo	22
De 0,51 a 1,00 salário mínimo	13
De 1,01 a 1,50 salários mínimos	25
De 1,51 a 2,00 salários mínimos	25
De 2,01 a 3,00 salários mínimos	14
De 3,01 a 4,00 salários mínimos	4
De 4,01 a 5,00 salários mínimos	3
De 5,01 a 7,00 salários mínimos - Instituições de crédito, seguros e capitalização	1
Ignorado - Indústria do material de transporte	1
Ignorado - Serviços médicos, odontológicos e veterinários	1
Mais de 20,00 salários mínimos - Extrativa mineral	1

Fonte: Dados brutos MTE/RAIS.

Esses dados evidenciam um aspecto importante do crescimento da economia, que é o de o emprego estar aumentando, de forma significativa, mais intensamente nas faixas de menor poder aquisitivo e com um fato positivo: isso está ocorrendo mais densamente em faixas de um até dois salários mínimos. O dinamismo desses 110 setores por faixa salariais pode ser observado na tabela 4.

Ao se analisar a tabela 4, dois aspectos se destacam. O primeiro deles é o elevado e_{in} em diversos setores na faixa de até 0,5 salário mínimo - em alguns setores este é o dobro da taxa de crescimento nacional (foi de 1,399) em outros atinge mesmo um crescimento três vezes maior. Porém, nessa faixa, três setores não foram dinâmicos, e, em dois, a taxa de crescimento ainda foi negativa (Administração pública direta e autárquica e Extrativa mineral), resultando em um e_{in} médio de 2,799, que é inferior apenas ao

da faixa de 1,01 a 1,50 salário mínimo. Sendo que a faixa de até 0,5 salário mínimo foi a que apresentou o maior desvio padrão do e_{in} . O segundo aspecto diz respeito a que, nas duas faixas que incorporam o salário de 1,01 até 2 salários mínimos, todos os setores se mostrarem dinâmicos; sendo que a de 1,01 a 1,5 salário mínimo apresenta o maior e_{in} médio (3,146) (com um desvio padrão ampliado, basicamente, por alguns setores apresentarem taxas muito mais elevadas).

Tabela 4: Taxa de crescimento (e_{in}) dos setores por faixa salarial até três salários mínimos no Brasil no período de 1995-2005

SETORES	e_{in} por faixa salarial				
	Até 0,5 salário míni- mo	De 0,51 a 1,00 salário míni- mo	De 1,01 a 1,50 salário míni- mo	De 1,51 a 2,00 salários míni- mos	De 2,01 a 3,00 salários míni- mos
Administração pública direta e autárquica	0,486	1,525	2,404	1,866	1,589
Agricultura, silvicultura, criação de animais, extrat. vegetal	1,356	1,260	1,601	1,676	1,189
Com. e adm. de imóveis, valores mobiliários, serv. técnico	2,225	1,717	4,211	3,249	2,170
Comércio atacadista	5,502	1,406	3,001	2,716	1,386
Comércio varejista	4,172	1,962	3,383	2,879	1,347
Construção civil	1,931	1,371	2,497	1,944	1,187
Ensino	2,866	1,773	2,320	1,816	1,284
Extrativa mineral	0,779	0,765	1,813	1,862	1,446
Ind. da borracha, fumo, couros, peles, similares, ind. diversas	3,593	1,321	2,728	2,443	1,272
Ind. química de prod. farmacêuticos, veterinários, perfumaria	3,067	1,960	3,869	3,183	1,915
Indústria da madeira e do mobiliário	2,112	0,832	1,841	1,876	1,087
Indústria de calçados	3,165	1,432	4,700	1,764	0,596
Indústria de produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico	1,693	1,607	2,530	2,720	1,352
Indústria de produtos minerais não metálicos	2,440	1,246	2,290	2,399	1,407
Indústria do material de transporte	4,477	1,388	2,282	3,976	2,917
Indústria do material elétrico e de comunicações	4,467	1,308	4,862	5,420	1,880
Indústria do papel, papelão, editorial e gráfica	2,493	1,062	2,554	2,488	1,676
Indústria mecânica	3,179	1,130	4,947	5,220	2,393
Indústria metalúrgica	3,360	1,250	3,145	4,198	1,775
Indústria têxtil do vestuário e artefatos de tecidos	2,025	1,488	3,210	2,227	0,764
Instituições de crédito, seguros e capitalização	2,505	1,917	3,778	2,289	2,360
Serv. de alojamento, alimentação, reparação, manut., redação	3,476	2,239	2,811	1,740	1,207
Serviços industriais de utilidade pública	1,965	2,260	5,431	2,991	1,476
Serviços médicos, odontológicos e veterinários	3,286	1,078	2,528	1,774	1,261
Transportes e comunicações	3,368	1,901	3,917	3,913	1,915

Fonte: Dados brutos MTE/RAIS.

Obs.: valores de $e_{in} > 1,399$ identificam setores dinâmicos.

Essas taxas, aplicadas ao emprego homotético, geraram um desvio padrão da variação do emprego estrutural dos setores de 104.704. Tomando os setores que apresentaram variação do emprego além da média mais e menos um desvio padrão, têm-se 32 setores por faixa salarial. Desses, 13 apresentaram $\Delta_e E_{in}^*$ negativo, e 19, positivo. Para os setores com $\Delta_e E_{in}^* < \mu - \sigma$ ocorreu uma dispersão maior em termos de faixas de renda, enquanto, para aqueles com $\Delta_e E_{in}^* > \mu + \sigma$ a variação do emprego foi concentrada nas faixas de 1,51 a 3,0 salários mínimos. Esses dados podem ser observados na tabela 5.

Interessante observar a magnitude do $\Delta_e E_{in}^*$ para os setores com maior redução do emprego estrutural homotético. Com exceção da administração pública direta e autárquica com faixa salarial ignorada, os sete setores, por faixa, com maior perda estão na de 5 salários mínimos ou mais, com concentração do setor público.

No que se refere ao setor público, isso indica um ponto que deveria ser observado com mais atenção, pois pode gerar perda de capacidade técnica e eficiência, em função da queda do emprego em atividades mais qualificadas.

Tabela 5: Variação estrutural do emprego homotético com $\Delta_e E_{in}^* < \mu - \sigma$ e $\Delta_e E_{ij}^* > \mu + \sigma$ no Brasil no período de 1995-2005

<i>Setores</i>	<i>Faixa de Salários</i>	$\Delta_e E_{in}^*$
Administração pública direta e autárquica	Ignorado	-278.039
Transportes e comunicações	De 5,01 a 7,00	-218.747
Instituições de crédito, seguros e capitalização	Mais de 20,00	-214.845
Administração pública direta e autárquica	De 7,01 a 10,00	-206.988
Administração pública direta e autárquica	De 10,01 a 15,00	-199.460
Transportes e comunicações	De 7,01 a 10,00	-145.969
Administração pública direta e autárquica	Mais de 20,00	-145.607
Construção civil	De 3,01 a 4,00	-142.686
Comércio varejista	De 3,01 a 4,00	-140.067
Indústria têxtil do vestuário e artefatos de tecidos	De 2,01 a 3,00	-124.571
Transportes e comunicações	De 4,01 a 5,00	-114.786
Comércio varejista	De 5,01 a 7,00	-108.548
Indústria têxtil do vestuário e artefatos de tecidos	De 3,01 a 4,00	-99.777
Administração pública direta e autárquica	De 3,01 a 4,00	-97.408
Administração pública direta e autárquica	De 15,01 a 20,00	-97.396
Ind. de produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico	De 3,01 a 4,00	-97.336
Ind. de produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico	De 5,01 a 7,00	-91.247
Instituições de crédito, seguros e capitalização	De 10,01 a 15,00	-89.204
Instituições de crédito, seguros e capitalização	De 7,01 a 10,00	-88.773
Administração pública direta e autárquica	Ignorado	-50.981
Comércio atacadista	De 1,51 a 2,00	103.674
Indústria de calçados	De 1,01 a 1,50	105.273
Serv. de alojamento, alimentação, reposição, manut., redação	De 1,51 a 2,00	115.256
Transportes e comunicações	De 1,01 a 1,50	115.755
Construção civil	De 1,01 a 1,50	117.549
Comércio atacadista	De 1,01 a 1,50	119.319
Transportes e comunicações	De 2,01 a 3,00	122.343
Administração pública direta e autárquica	De 2,01 a 3,00	150.451
Indústria de produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico	De 1,01 a 1,50	158.624
Transportes e comunicações	De 1,51 a 2,00	163.263
Indústria de produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico	De 1,51 a 2,00	167.729
Indústria têxtil do vestuário e artefatos de tecidos	De 1,01 a 1,50	184.815
Administração pública direta e autárquica	De 1,51 a 2,00	212.822
Com. e adm. de imóveis, valores mobiliários, serv. Técnico	De 2,01 a 3,00	268.564
Com. e adm. de imóveis, valores mobiliários, serv. Técnico	De 1,51 a 2,00	379.993
Com. e adm. de imóveis, valores mobiliários, serv. Técnico	De 1,01 a 1,50	482.186
Administração pública direta e autárquica	De 1,01 a 1,50	527.198
Serv. de alojamento, alimentação, rep., manutenção., redação	De 1,01 a 1,50	555.097
Comércio varejista	De 1,51 a 2,00	677.659
Comércio varejista	De 1,01 a 1,50	1.032.433

Fonte: Dados brutos MTE/RAIS.

Outro aspecto interessante a ser observado na tabela 5 é a redução do emprego no setor de transporte e comunicações para faixas de salários maiores e aumento para faixas de salários menores. Uma possibilidade a ser explorada para explicar tal situação são as transformações por que passaram

esses setores, entre elas as privatizações e as fusões, que significaram, na prática, enchugamento de pessoal e extinção de níveis hierárquicos inteiros entre os quadros mais qualificados..

É necessário destacar a magnitude do efeito estrutural no comércio varejista nas faixas de 1,01 a 1,5 e de 1,51 a 2,00 salários mínimos, com evidência para a primeira, que gerou um $\Delta_e E'_{ij}$ quase 10 vezes maior que o desvio padrão. Desta feita, pode explicar tal situação a abertura comercial que traz ao país um enorme volume de mercadorias importadas.

Feitos os comentários acima sobre a dinâmica de crescimento do emprego setorial há que se ver como se dá essa dinâmica se observamos os dados organizados em nível regional. Isto implica compreender como ocorreu a especialização produtiva nos estados e como isso se refletiu no crescimento do emprego. A seção seguinte trata dessa questão.

3.3 Especialização regional

Tomando-se a variação do emprego como decorrente da especialização das atividades na região - ou seja: $\Delta_e E'_{ij} = (E^o_{ij} - E^o_{ij}^*)(e_{in} - e)$ - se a variação do emprego estrutural residual for positiva, isso decorre do fato de que ela se especializou em uma atividade que é dinâmica em nível nacional, ou que não possui concentração do emprego em atividades que não são dinâmicas; se for negativa, $\Delta_e E'_{ij} < 0$, é porque a região é especializada em setores não dinâmicos, ou é não especializada em dinâmicos.

Dos estados brasileiros, apenas seis apresentaram um $\Delta_e E'_{ij} < 0$. São Paulo foi o que teve a maior perda de empregos em função da especialização estrutural, resultando em menos de 1.982.610 postos de trabalho. No entanto, também foi o único (desses seis) em que o $|\Delta_e E'_{ij}| > |\Delta_l E_{ij}|$. Ou seja, se trata aqui de um estado cuja especialização não segue a nação em termos estruturais, mas que possui vantagens competitivas específicas que afetam positivamente a geração de empregos que compensam a perda potencial dos empregos que seriam gerados por um crescimento mais de acordo com a situação estrutural nacional.. Praticamente todos os setores com baixas faixas salariais (entre um e três salários) foram os responsáveis por esse resultado. A tabela 6 apresenta o efeito estrutural residual para os estados brasileiros.

Tabela 6: Efeito estrutural residual ($\Delta_e E'_{ij}$) para os estados brasileiros no período de 1995-2005

ESTADOS	$(E_{ij}-E^*_{ij})(e_{in}-e)$	ESTADOS	$(E_{ij}-E^*_{ij})(e_{in}-e)$
São Paulo	-1.982.611	Piauí	54.785
Distrito Federal	-158.194	Mato Grosso do Sul	56.937
Santa Catarina	-91.952	Paraíba	64.840
Rio Grande do Sul	-59.266	Rio Grande do Norte	65.865
Amapá	-6.218	Para	74.942
Roraima	-2.994	Espirito Santo	93.595
Acre	4.547	Paraná	107.598
Tocantins	9.846	Goiás	152.903
Amazonas	17.042	Ceara	156.575
Rondônia	17.225	Bahia	198.331
Mato Grosso	36.989	Pernambuco	205.814
Sergipe	42.936	Rio de Janeiro	286.419
Maranhão	44.903	Minas Gerais	557.091
Alagoas	52.048		

Fonte: Dados brutos MTE/RAIS.

O setor mais importante, em São Paulo, para amenizar o resultado negativo (no que se refere à estrutura) foi administração pública direta e autárquica para elevadas faixas salariais; o segundo foi serviços industriais de utilidade pública na faixa de 10,01 a 15,00 salários mínimos.

O distrito federal veio em segundo lugar, com uma redução de 158.193 postos. Essa redução decorreu, basicamente, da concentração em administração pública direta e autárquica na faixa ignorada e na entre 7,01 a mais de 20 salários mínimos, com maior peso para as de mais de 20 e ignoradas.

Dos 21 estados que apresentaram o $\Delta_e E'_{ij} > 0$, Minas Gerais foi o que teve a maior variação do emprego. Em 246 dos 325 setores por faixa salarial, o efeito estrutural residual foi positivo, revelando uma adequada especialização do trabalho em atividades dinâmicas, com destaque para comércio varejista de 1,01 a 1,5 salário mínimo. Considerando que o efeito estrutural pode ser positivo, caso a região tenha se especializado em um setor dinâmico ou também se “desconcentrado” em um não dinâmico, torna-se

interessante abrir essa informação. No Brasil, das 8.775 observações, em 63,52% ocorreu um $\Delta_e E'_{ij} > 0$ e em 36,48% um $\Delta_e E'_{ij} < 0$.

O fator preponderante para o crescimento desse emprego residual foi à desconcentração em setores não dinâmicos, ou seja, as economias locais parecem estar se desconcentrando em setores não dinâmicos. Isso é, do ponto de vista exclusivo da geração de empregos, bastante positivo⁴; no entanto, teria sido significativamente melhor para a economia brasileira e, evidentemente, para a dos Estados, se esse crescimento tivesse ocorrido em função da concentração em setores dinâmicos. A tabela 7 permite verificar os valores referidos por estado.

Tabela 7: Números de setores por faixa salarial segundo o efeito da especialização nos Estados brasileiros no período de 1995-2005

ESTADOS	$\Delta_e E'_{ij} > 0$	$\Delta_e E'_{ij} < 0$	$E_{ij} - E_{ij}^* > 0$ $e_{in} - e > 0$	$E_{ij} - E_{ij}^* > 0$ $e_{in} - e < 0$	$E_{ij} - E_{ij}^* < 0$ $e_{in} - e > 0$	$E_{ij} - E_{ij}^* < 0$ $e_{in} - e < 0$
	Acre	200	125	25	39	86
Alagoas	218	107	27	23	84	191
Amapá	201	124	18	31	93	183
Amazonas	194	131	34	54	77	160
Bahia	231	94	53	36	58	178
Ceara	238	87	62	38	49	176
Distrito Federal	178	147	7	43	104	171
Espírito Santo	205	120	49	58	62	156
Goiás	220	105	53	47	58	167
Maranhão	216	109	41	39	70	175
Mato Grosso	209	116	47	52	64	162
Mato Grosso do Sul	225	100	39	28	72	186
Minas Gerais	246	79	79	47	32	167
Para	210	115	33	37	78	177
Paraíba	226	99	42	30	69	184
Paraná	201	124	51	64	60	150
Pernambuco	232	93	47	29	64	185
Piauí	226	99	42	30	69	184
Rio de Janeiro	193	132	55	76	56	138
Rio Grande do Norte	222	103	38	30	73	184
Rio Grande do Sul	178	147	57	93	54	121
Rondônia	205	120	34	43	77	171
Roraima	202	123	15	27	96	187
Santa Catarina	172	153	43	85	68	129
Sao Paulo	79	246	25	160	86	54
Sergipe	223	102	51	42	60	172
Tocantins	224	101	36	26	75	188
Soma	5.574	3.201	1.103	1.307	1.894	4.471
Percentual	63,52%	36,48%	12,57%	14,89%	21,58%	50,95%

Fonte: Dados brutos MTE/RAIS.

Na tabela 7 constata-se que Minas Gerais foi o estado que mais concentrou a produção em setores dinâmicos (79), e, ainda assim, essa especialização, em termos do número de setores por faixa salarial foi de, aproximadamente, a metade da ocorrida em setores com desconcentração em atividades não dinâmicas (167). Logo após, vem o Ceará, (62), mas com maior número de setores por faixa salarial em $E_{ij} - E_{ij}^* < 0$ e $e_{in} - e < 0$. Em termos proporcionais de especialização em setores dinâmicos, em relação ao total das variações residuais positivas, Minas Gerais também foi o estado que atingiu maior valor, seguido, agora, por São Paulo.

⁴ Se a definição do maior ou menor dinamismo econômico disser respeito a considerações outras – estratégicas, tecnológicas, etc -. então novos e mais complexos raciocínios devreiam ser feitos.

Analisando globalmente os efeitos, percebe-se que existiu uma correlação mais forte entre $\Delta_e E'_{ij} > 0$ e variação líquida ($\Delta_l E_{rj}$) do que em qualquer outra com relação líquida. Regredindo-se $\Delta_l E_{rj}$ contra os valores positivos de $\Delta_e E'_{ij}$ obtém-se: $\Delta_l E_{rj} = 6150 * \Delta_e E'_{ij} - 1269740$, com os coeficientes significantes ao nível de 0,001; R^2 de 0,568; $DW= 2,07$ e o teste de White para heteroscedasticidade significativa a 0,10. Embora esses dados possam ser significativos do ponto de vista estatístico, a regressão obtida é praticamente uma tautologia. No entanto, dada a qualidade estatística dos resultados da regressão, ela é uma medida de relevância da especialização em termos de efeito estrutural. Nesse caso, pode-se afirmar que, para o período analisado, a especialização regional foi responsável por aproximadamente 57% das variações líquidas do emprego.

Uma questão interessante que surge da análise da especialização setorial é o fato de que, das 27 unidades da Federação, em 17 não havia especialização no setor agricultura, silvicultura, criação de animais e extrativismo vegetal, sendo os 10 restantes nesse setor especializados. Segundo Carvalho e Barreto (2006), um aumento da produtividade agrícola deslocaria a mão-de-obra para esse setor. Ainda segundo os mesmos autores, se a economia doméstica apresentasse vantagem comparativa na agricultura, o crescimento do emprego, nesse setor, seria positivo. Então, pelos resultados obtidos, é possível afirmar que os 10 estados com especialização na agricultura eram os que possuíam maiores vantagens competitivas.

No Brasil, os estados que se tem destacado no incremento dessa produção são os da Região Centro-Oeste, com destaque para o Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, sendo que, neles, o efeito líquido foi positivo, bem como apresentaram $E_{ij} > E_{ij}^*$. Nos estados que se mostraram pouco dinâmicos na produção agrícola, os valores foram invertidos.

4. Análise da competitividade em termos de efeito global ($R_{ij}+RI_{ij}$)

Essa seção inicia analisando a competitividade em termos de efeito diferencial dado na versão clássica que se denominou de efeito diferencial global, uma vez que ele é dado pela soma dos efeitos induzidos e diferencial puro ($R_{ij}+RI_{ij}$) do modelo de Arcelus.

O Distrito Federal e mais 14 estados apresentaram um efeito diferencial global $\sum(R_{ij}+RI_{ij})$ positivo e os 12 restantes foram não competitivos na geração de emprego. Do ponto de vista espacial, os estados menos competitivos concentraram-se no Nordeste, Centro-Oeste e Sul. A figura 2 permite visualizar a localização dos Estados competitivos, em termos global, competitivo puro e induzido no período analisado.

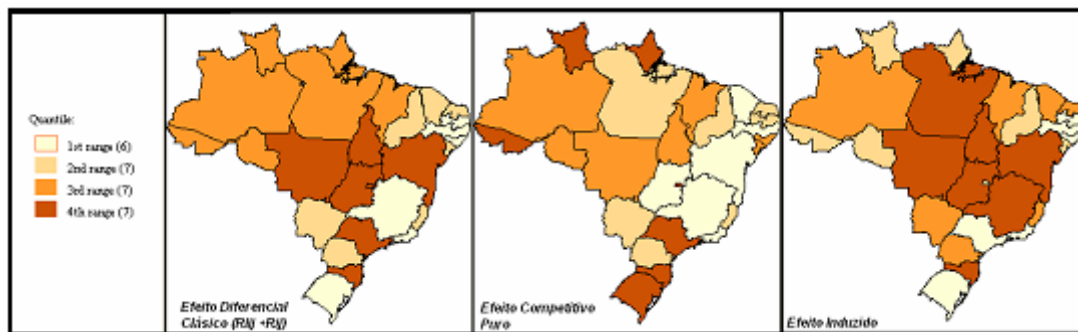


Figura 2: Competitividade ($R_{ij}+RI_{ij}$) dos Estados e do Distrito Federal no período de 1995-2005

Fonte: Dados brutos MTE/RAIS.

O Estado com menor competitividade foi o Rio de Janeiro, com uma perda de emprego em relação a economia nacional de 857.305. Esse valor é (em módulo) duas vezes maior do que o de Minas Gerais que apresentou a segunda menor competitividade, com um valor do $\sum(R_{ij}+RI_{ij}) = -375.166$.

Na outra ponta, encontra-se São Paulo, que foi capaz de incrementar o emprego em quase um milhão em função de suas vantagens competitivas, seguido por Santa Catarina, com um efeito diferencial de 306.944. Ressalta-se a magnitude da diferença do Rio de Janeiro para Minas Gerais e de São Paulo para Santa Catarina. Esses dois Estados (RJ e SP), que foram os extremos (negativo e positivo) do valor diferencial, apresentaram um valor três vezes maior que o desvio-padrão, que foi de 275.941. Esse desvio se reduz para apenas 128.113 com a exclusão de São Paulo e Rio de Janeiro.

Quanto ao Rio de Janeiro, o estado apresentou 95 setores (por faixa salarial) competitivos e o que mais se destacou foi Administração pública direta e autárquica na faixa de 5,01 a 7,00 salários mínimos. Já em 230 setores o efeito deduzido foi negativo, sendo os de menor competitividade o Comércio Varejista, nas faixas de 1 a 3 salários mínimos e a Administração pública direta e autárquica nas faixas de 1 a 5 salários mínimos.

Já em São Paulo o Comércio Varejista na faixa de 1,51 a 2,00 salários mínimos foi o que resultou em maior efeito positivo, com significativa diferença para os demais 145 com $\sum(R_{ij}+RI_{ij}) > 0$, permitindo que a competitividade existente nesse setor gerasse quase 300.000 empregos. Outro aspecto interessante é que, mais uma vez, os setores de baixa faixa salarial foram os que mais contribuíram para o efeito diferencial nesse Estado.

Cabe destacar que não ocorreu nenhum padrão de setor ou faixa que caracterizasse as regiões competitivas ou não competitivas. A tabela 1 permite verificar a magnitude dos efeitos diferenciais $\sum(R_{ij}+RI_{ij})$ para os estados e o Distrito Federal

Tabela 8: Efeito diferencial dos estados e Distrito Federal no período de 1995 – 2005

UNIDADES DA FEDERAÇÃO	Efeito diferencial: $\Sigma_i (R_{ij} + RI_{ij})$	UNIDADES DA FEDERAÇÃO	Efeito diferencial: $\Sigma_i (R_{ij} + RI_{ij})$
Acre	7.476	Paraíba	-75.746
Alagoas	-71.669	Paraná	-45.424
Amapá	34.875	Pernambuco	-265.188
Amazonas	54.479	Piauí	-33.676
Bahia	66.734	Rio de Janeiro	-857.305
Ceara	-70.771	Rio Grande do Norte	-15.394
Distrito Federal	169.313	Rio Grande do Sul	-125.654
Espirito Santo	-25.941	Rondônia	29.330
Goiás	76.691	Roraima	6.780
Maranhão	8.218	Santa Catarina	306.945
Mato Grosso	127.747	Sao Paulo	954.046
Mato Grosso do Sul	4.839	Sergipe	-15.085
Minas Gerais	-375.166	Tocantins	79.865
Para	49.682		

Fonte: Dados brutos MTE/RAIS.

Dado que o efeito diferencial apresentado é a soma dos efeitos induzidos (R_{ij}) e competitivo puro (RI_{ij}), é possível que uma região tenha apresentado um efeito positivo em função de ter uma vantagem competitiva pura somente, ou pelo fato de que na região existiu um encadeamento dos setores que levaram a um efeito induzido, ou ambas as situações. Sendo assim, as seções seguintes abrem o efeito global em competitivo puro e induzido.

4.1 Análise da competitividade pura - (RI_{ij})

Das 15 regiões, que apresentaram efeito diferencial global positivo, somente seis permaneceram com efeito competitivo puro e, ainda, surge o Rio grande do Sul, que tinha apresentado um efeito global negativo. Ou seja, as regiões que apresentaram vantagem competitiva pura foram: Amapá, Distrito Federal, Rio Grande do Sul, Roraima, Santa Catarina, São Paulo.

A redução dos Estados que tinham efeito global positivo deu-se fundamentalmente em função da especialização produtiva em setores não competitivos. Sendo assim, uma redistribuição produtiva, se possível, poderia afetar significativamente a capacidade de geração de empregos no Brasil. Os valores do RI_{ij} e de seus componentes, para cada estado, podem ser vistos na tabela 9.

Tabela 9: Efeito competitivo puro homotético residual e total para o s Estados e o Distrito Federal no período de 1995-2005

UNIDADES DA FEDERAÇÃO	$\Sigma_i E_{ij}^*[(e_{ij}-e_{rj})-(e_{in}-e)]$	$\Sigma_i (E_{ij}-E^*_{ij})[(e_{ij}-e_{rj})-(e_{in}-e)]$	$\Sigma_i RI_{ij}$
Acre	1.364.853	-1.369.400	-4.547
Alagoas	314.104	-366.152	-52.048
Amapa	1.480.196	-1.473.978	6.218
Amazonas	1.581.685	-1.598.727	-17.042
Bahia	30.111.390	-30.309.722	-198.331
Ceara	73.416	-229.991	-156.575

Distrito Federal	2.873.620	-2.715.426	158.194
Espirito Santo	112.030	-205.625	-93.595
Goias	31.942	-184.845	-152.903
Maranhao	4.475.087	-4.519.991	-44.903
Mato Grosso	1.240.138	-1.277.127	-36.989
Mato Grosso do Sul	248.175	-305.112	-56.937
Minas Gerais	-296.021	-261.070	-557.091
Para	1.007.945	-1.082.887	-74.942
Paraiba	265.271	-330.111	-64.840
Parana	324.124	-431.722	-107.598
Pernambuco	20.796	-226.610	-205.814
Piaui	2.249.497	-2.304.282	-54.785
Rio de Janeiro	-90.293	-196.126	-286.419
Rio Grande do Norte	2.515.646	-2.581.512	-65.865
Rio Grande do Sul	228.031	-168.765	59.266
Rondonia	2.202.459	-2.219.684	-17.225
Roraima	341.214	-338.221	2.994
Santa Catarina	282.624	-190.672	91.952
Sao Paulo	4.292.097	-2.309.486	1.982.611
Sergipe	2.230.789	-2.273.726	-42.936
Tocantins	1.046.030	-1.055.876	-9.846

Fonte: Dados brutos MTE/RAIS.

Pelos dados da tabela 9, pode-se verificar que o efeito competitivo decorrente do emprego homotético foi positivo em 24 estados e no Distrito Federal. Dessa forma, se a estrutura produtiva das regiões seguissem a mesma distribuição nacional, ter-se-ia a um incremento significativo no crescimento do emprego no Brasil.

Além disso, é preciso considerar que os valores da tabela 9 são o somatório dos efeitos de cada setor por faixa salarial em cada unidade da federação. Sendo assim, é possível que uma região tenha um número significativo de setores em que ela era competitiva - porém com pequena especialização -, e outros em que não possuía vantagens competitivas, mas que apresentavam elevada especialização, de tal forma a poder reverter o sinal do efeito total.

Essa reversão aconteceu em cinco estados: 2 dos 21 que apresentaram um $\sum_i RI_{ij} < 0$ – Rio de Janeiro e Paraná -, e 3 dos 6 com $\sum_i RI_{ij} > 0$ – Amapá, Santa Catarina e Roraima. Interessante observar, que em termos de participação, a reversão do efeito nos estados não competitivos foi irrelevante, mas, o mesmo não se pode afirmar para os seis que foram competitivos. A tabela 10 apresenta o número de setores competitivos e não competitivos, por faixa salarial, para cada unidade da federação.

Tabela 10: Número de setores competitivos e não competitivos por unidade da federação no período de 1995-2005

<i>Unidades da Federação</i>	<i>Setores Competitivos</i>	<i>Participação percentual</i>	<i>Setores não competitivos</i>	<i>Participação porcentual</i>
Acre	126	38,77%	199	61,23%
Alagoas	127	39,08%	198	60,92%
Amapá	142	43,69%	183	56,31%
Amazonas	159	48,92%	166	51,08%
Bahia	146	44,92%	179	55,08%
Ceara	130	40,00%	195	60,00%
Distrito Federal	186	57,23%	139	42,77%
Espírito Santo	153	47,08%	172	52,92%
Goiás	134	41,23%	191	58,77%
Maranhão	111	34,15%	214	65,85%
Mato Grosso	138	42,46%	187	57,54%
Mato Grosso do Sul	159	48,92%	166	51,08%
Minas Gerais	125	38,46%	200	61,54%
Para	138	42,46%	187	57,54%
Paraíba	147	45,23%	178	54,77%

Paraná	167	51,38%	158	48,62%
Pernambuco	152	46,77%	173	53,23%
Piauí	145	44,62%	180	55,38%
Rio de Janeiro	181	55,69%	144	44,31%
Rio Grande do Norte	152	46,77%	173	53,23%
Rio Grande do Sul	209	64,31%	116	35,69%
Rondônia	138	42,46%	187	57,54%
Roraima	120	36,92%	205	63,08%
Santa Catarina	151	46,46%	174	53,54%
São Paulo	245	75,38%	80	24,62%
Sergipe	138	42,46%	187	57,54%
Tocantins	107	32,92%	218	67,08%

Fonte: Dados brutos MTE/RAIS.

Obs.: Em negrito unidades da federação com $\sum_i RI_{ij} > 0$

Pode-se verificar pela tabela 10 que São Paulo, Rio Grande do Sul, Distrito Federal, Rio de Janeiro e Paraná (por ordem decrescente) são as regiões que possuem mais de 50% dos setores competitivos. São Paulo chega a ter 75,38% dos seus setores com competitividade em nível nacional.

Roraima que embora tenha apresentado um $\sum_i RI_{ij} > 0$, foi um dos estados com menor número de setores competitivos (120). A sua vantagem competitiva deu-se fundamentalmente em função dos setores administração pública direta e autárquica e comércio varejista, que foram capazes contribuir para a geração de 3.684 e 2.511 empregos no período de 1995-2005, respectivamente. Empregos esses situados nas faixas de 0,51 a 7,00 salários mínimos, para administração pública e 1,01 a 1,50, para comércio varejista.

São Paulo, que apresentou a maior competitividade pura, teve como o setor mais relevante na determinação do $\sum_i RI_{ij}$ o comércio varejista nas faixas de 1,51 a 3,00 salários mínimos. Já no Distrito Federal, por ordem decrescente de relevância, os setores que se destacam foram: administração pública direta e autárquica (diversas faixas salariais); serviços de alojamento, alimentação, reparação, manutenção, redação (de 1,01 a 1,50 salário mínimo); comércio. e administração de imóveis, valores mobiliários, serviços técnico (nas faixas de 1,01 a 4,00 salários mínimos)

4.2 Efeito Induzido

Em termos de efeito induzido, apenas seis estados tiveram um relacionamento entre emprego e demanda que geraram efeito negativo e, em 21, ocorreu um incremento do crescimento em função do efeito positivo gerado pelo aumento do emprego e o impacto que causou em termos de demanda na região. A localização das unidades da federação e o sinal do $\sum_i R_{ij}$ de cada um deles pode ser visto na figura 3 apresentada no início dessa seção.

Pode-se verificar que ocorreu uma concentração espacial dos efeitos, isso é, três estados no nordeste, dois no sudeste e um no sul tiveram efeitos induzidos negativos sendo os restantes positivos. As magnitudes dos efeitos induzidos para cada estado e o Distrito Federal pode ser visualizada na tabela 11.

Tabela 11: Efeito induzido para os estados brasileiros e o Distrito Federal no período 1995 - 2005

UNIDADES DA FEDERAÇÃO			$R_{ij} = E_{ij}^*(e_{rj} - e) + (E_{ij} - E_{ij}^*)(e_{rj} - e)$
Acre	12.023	Paraíba	-10.906
Alagoas	-19.621	Parana	62.174
Amapa	28.658	Pernambuco	-59.374
Amazonas	71.521	Piauí	21.109
Bahia	265.065	Rio de Janeiro	-570.886
Ceara	85.804	Rio Grande do Norte	50.471
Distrito Federal	11.120	Rio Grande do Sul	-184.920
Espirito Santo	67.655	Rondonia	46.556
Goias	229.594	Roraima	3.786
Maranhao	53.121	Santa Catarina	214.992
Mato Grosso	164.736	Sao Paulo	-1.028.565
Mato Grosso do Sul	61.776	Sergipe	27.851

Minas Gerais	181.925	Tocantins	89.711
Para	124.625		

Fonte: Dados brutos MTE/RAIS.

Dos seis, com efeito induzido negativo, quatro tinham apresentado um efeito competitivo puro negativo que foram Alagoas, Paraíba, Pernambuco e Rio de Janeiro. Estes estados são os que terão maiores dificuldades de promoverem o crescimento do emprego, em termos comparativos com o nacional, em decorrência de não possuírem competitividade e ao mesmo tempo o crescimento do emprego não ter sido capaz de gerar encadeamentos que ampliem o mercado interno, como propulsor do crescimento.

Os outros dois – São Paulo e Rio Grande do Sul – que tiveram efeitos induzidos negativos apresentaram competitividade pura. Sendo assim, esse dois estados poderiam aumentar sua taxa de crescimento do emprego se conseguissem estabelecer um maior encadeamento da produção local e seu mercado interno. No Rio Grande do Sul é mais fácil detectar os motivos dessa baixa indução dada a importância do setor agrícola cuja produção é eminentemente exportada, de forma que o crescimento recente “teve como principais impulsionadores, pelo lado da oferta, a agroindústria e, pelo lado da demanda, o setor exportador.” (Schettert, 2004, p. 1). No entanto, analisar essa relação para São Paulo torna-se tarefa mais complexa em função das numerosas relações de interdependência existentes em sua economia.

A análise desenvolvida por Rodrigues, Moretto, Crocomo e Guilhoto (2005), a partir das matrizes inter-regionais de insumo produto, detectou que, entre 1985 e 1995, a região do Centro-Oeste foi a que apresentou - de forma significativamente superior as demais regiões brasileiras – o maior crescimento da taxa de produção industrial induzido pela demanda final da própria região. Nesse mesmo estudo fica evidente a influência da demanda local para no estímulo da produção industrial. Comparando os resultados desses autores com os aqui encontrados – embora sejam diferentes na abordagem e na definição do efeito indução da demanda – fica evidente a importância da estrutura produtiva em gerar demanda própria na região para o crescimento dessa.

5. Cluster Espaciais

Ao se realizar análise dos *clusters* espaciais, tendo como nível de significância 5%, verificou-se que existiu transbordamento espacial no que se refere ao emprego e às variáveis calculadas no modelo de Arcelus.

Em 1995, foram detectados três *clusters* a partir desse critério envolvendo geração de emprego, que eram: quatro estados com elevado nível de emprego, que estavam situados no sudeste do país (*High-High*); uma região a oeste dessa com baixo nível de emprego (*Low-High*); e quatro estados ao norte do país com baixo volume de empregos (*Low-Low*). (Vide figura 3)

Interessante observar que, em 2005, houve uma diminuição do número de estados que pertenciam ao limite inferior, ficando com apenas dois nessa categoria. Os demais agrupamentos permaneceram como no período anterior. A figura 4 permite visualizar esses *clusters*, bem como os construídos a partir dos dados do modelo de Arcelus.

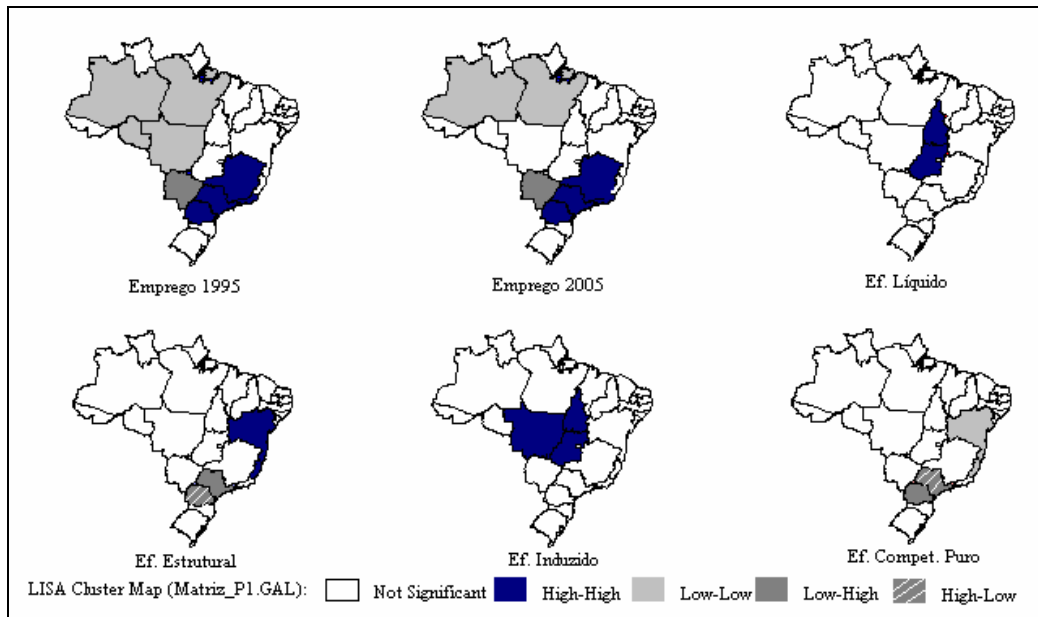


Figura 3: Clusters espaciais

Fonte: Dados brutos MTE/RAIS.

Obs.: Definidos a partir do nível de significância de 5%.

Analisando a figura 4 pode-se verificar que, em termos de efeito líquido, só houve um *cluster* significativo de alta variação do emprego composto pelos estados de Goiás e Tocantins.

Já em termos de efeito estrutural, ocorreram três grupos, que foram: (i) elevado valor formado pela Bahia e Espírito Santo; (ii) de baixo valor com vizinhos cuja estrutura produtiva gerava dinamismo na geração de emprego; (iii) e, em continuidade espacial, um cuja especialização estava concentrada em setores dinâmicos, porém com vizinhos desestruturados em termos de dinamismo setorial (*High-Low*).

No que se refere à capacidade da produção interna, gerar demanda para os produtos locais e esses, por sua vez, dinamizarem o crescimento regional, gerando assim, um efeito virtuoso, ocorreu apenas na região central do Brasil. Esse grupo era formado pelos estados do Mato Grosso, Goiás e Tocantins. Como o efeito induzido é tipicamente de ampliação de mercado, então, nesse efeito, a existência de uma forte auto-regressão espacial para essa região pode explicar parte dos valores do efeito induzido.

O efeito competitivo puro gerou *clusters* semelhantes ao do efeito estrutural, porém de efeitos inversos. Isso está evidenciando que os *clusters* com estrutura produtiva especializada em setores dinâmicos não apresentam competitividade nesses setores. Um estudo realizado por Alves (2006), para o setor agrícola no Rio Grande do Sul, também detectou que regiões com elevado valor do efeito estrutural apresentavam valor negativo para o efeito competitivo. Isso pode decorrer do fato de que as regiões tentam se organizar para atrair setores dinâmicos, porém não possuem as condições necessárias para serem competitivas nesses (seja por localização, capacidade técnica da mão-de-obra, inexistência de estruturas de apoio adequadas, etc). No outro extremo, as regiões que não possuem atividades dinâmicas acabam por se especializar naqueles que possuem vantagens comparativas.

Em suma, a análise dos *clusters* espaciais permitiu verificar que houve uma pequena melhora da distribuição do emprego no Brasil, e que a região central, composta pelos estados de Goiás e Tocantins foi a que apresentou um crescimento líquido semelhante, destacando-se dos demais, e que esse crescimento decorreu basicamente de um efeito de demanda local, para o qual o Estado do Mato Grosso contribuiu positivamente. Ainda, que a Bahia e o Espírito formaram clusters nos efeitos estrutural e competitivo puro, porém de sinais opostos. Se esses dois estados conseguirem eliminar as razões para a baixa competitividade poderiam aumentar significativamente suas taxas de crescimento do emprego.

Cabe ressaltar que a divisão espacial utilizada foram as unidades da federação. Essa opção deu-se em função dos dados da RAIS, da complexidade de agregação das variáveis decorrentes das emancipações municipais, do gerenciamento os dados, no modelo proposto, para uma agregação municipal ou microrregionais conforme realizado por Lemos, Diniz e Guerra (2003). Neste caso em

específico crê-se que os resultados de zonas de influência verificados por esses autores possivelmente se reproduziriam, em alguma magnitude, para os dados ora estudados e gerariam melhores resultados.

Conclusões

A dinâmica da economia brasileira não tem sido suficiente para gerar novos postos de trabalho na mesma velocidade em que cresce a demanda, principalmente em se tratando de empregos formais. Se a demanda por novos postos está próxima de dois milhões a cada ano e, no período de 1995-2005, o incremento médio foi de menos de um milhão ao ano, o estoque de desempregados e/ou de empregos informais está aumentando. Apesar do desempenho bastante positivo nos anos mais recentes - de acordo com a RAIS, no ano de 2006, foram gerados 1,917 milhão de empregos formais (o melhor resultado, em números absolutos, desde o início da série iniciada em 1985) - para que haja uma diminuição absoluta do estoque de desempregados, e ainda uma diminuição da informalidade, esse crescimento deve se manter por um quinquênio pelo menos.

Para além da tarefa de empregar mais e melhor, há que se ter uma maior homogeneidade na geração de emprego. Nesse sentido há que se entender o que explica as dinâmicas diferenciadas setorial e espacialmente. Observando o efeito líquido das induções estruturais e específicas em cada unidade da Federação, verificou-se que, em apenas seis estados, esse valor foi negativo, e, destes, São Paulo foi o que apresentou o pior desempenho. Sua perda de dinamismo em relação à economia brasileira fez com que deixasse de gerar cerca de um milhão de novos empregos no período analisado. O segundo foi o Rio de Janeiro, com uma perda em torno de meio milhão de postos. Esses dois estados foram os *out liners* em termos de dispersão do efeito líquido.

Já setorialmente, destaca-se como fato importante que, independentemente do setor, as faixas salariais até três salários mínimos, sobressaem-se significativamente em termos de dinamismo, sendo as grandes responsáveis pelo crescimento do emprego no Brasil, nesse período.

Os setores agricultura, silvicultura, criação de animais, extrativismo vegetal e Indústria da madeira e do mobiliário foram os únicos que apresentaram uma redução do emprego. No entanto, em 10 estados, ocorreu crescimento, sendo que estes se localizam nas Regiões Nordeste e Centro-Oeste, com exceção de Paraná, Rio Grande do Sul e Minas Gerais.

Em termos de setores por faixa salarial, chama atenção a magnitude do $\Delta_e E_{in}^*$ para os setores com maior redução do emprego estrutural homotético, sendo que, com exceção da administração pública direta e autárquica com faixa salarial ignorada, os sete setores, por faixa com maior perda, estavam na de cinco salários mínimos ou mais, com concentração do setor público.

O comércio varejista nas faixas de 1,01 a 1,5 salário mínimo e de 1,501 a 2,00 salários mínimos foi o que mais cresceu, com evidência para a primeira faixa, que gerou um $\Delta_e E_{in}^*$ quase 10 vezes maior que o desvio padrão.

A especialização produtiva foi responsável por aproximadamente 57% das variações líquidas do emprego, tendo como fator preponderante a desconcentração em setores não dinâmicos, fato que, embora possa ser positivo em termos exclusivamente de geração de emprego, teria sido significativamente melhor se tivesse ocorrido em função da concentração em setores dinâmicos.

No que diz respeito ao crescimento do emprego induzido pela demanda interna pode-se pensar que seu efeito reduzido tenha a ver com o padrão de renda das famílias (estruturalmente baixo) e ainda com o fato aqui apontado do emprego ter crescido mais nas faixas de menores salários (no conjunto dos setores e regiões). Acrescente-se a isso a tendência no período em análise do maior peso nos orçamentos domésticos das despesas relativas a aluguel, transporte, energia, telefonia, saúde e educação em relação as despesas com alimentação, vestuário e outros manufaturados que, além de tudo, podem ser mais facilmente importados. Ambos os fatores devem explicar o baixo impacto da demanda interna sobre o crescimento do emprego.

Ao fim e ao cabo, pode-se afirmar que o crescimento do emprego poderia ser sensivelmente maior, se ocorresse uma maior especialização do trabalho segundo uma estratégia que diferenciasse regiões e setores por seus atributos - mais historicamente ligados a estruturação da indústria nacional ou mais ligados a fatores locais específicos - e preferencialmente mais dinâmicos.

Referências bibliográficas

- ALVES, Tiago W. Reestruturação agrícola no Rio Grande do Sul, de 1970 a 1996 e uma estimativa para 2012. **Análise Econômica**, ano 23 n. 44, p. 05 – 30, Set. 2005.
- ANSELIN, L. Local Indicators of Spatial Association - LISA. **Geographical Analysis** n. 27; p. 93–115; 1995.
- _____. **GeoDa 0.9 User's Guide**. Urbana-Champaign, IL: Spatial Analysis Laboratory (SAL), Department of Agricultural and Consumer Economics, University of Illinois; 2003.
- ANSELIN, L.; SYABRI, I.; KHO, Y. GeoDa: an introduction to spatial data Analysis. **Geographical Analysis**. N. 38 p. 5–22; 2006.
- ARCELUS, F. J. An extension of shift-share analysis. **Growth and Change**. v. 15, n. 1, p. 3-8, 1984.
- ASHBY, Lowell D. Changes in regional industrial structure: a comment. **Urban Studies**, v. 7, p. 298-304, 1970.
- AVELLAR, Sergio O. de C.; VILELA, Pierre S. Evolução do número de pessoas ocupadas na agropecuária brasileira no período de 1990 a 2004. **Revista de Política Agrícola**, Ano XV, n. 2, p. 4-8, Abril-Jun., 2006.
- CARVALHO, Rosemeiry M.; BARRETO, Flávio A. F. D. learning-by-doing, produtividade agrícola e crescimento econômico. **Revista Brasileira de Economia – RBE**, Rio de Janeiro, v. 60, n.º 1, p. 5 – 19, Jan/Mar 2006.
- CAMPOS, A.; AMORIM, R. Demanda e perfil dos trabalhadores formais no Brasil em 2007. IPEA, 2007. www.ipea.gov.br/sites/000/2/destaque/mapadoemprego.pdf.
- ESTEBAN-MARQUILLAS, J. M. A reinterpretation of shift-share analysis. **Regional and Urban Economics**, v. 2, n.º 3, p. 249-255, 1972.
- HERZOG, Henry W. & OLSEN, Richard J. Shift-Share Analysis Revisited: the allocation effect and the stability of regional structure. **Journal of Regional Science**. Vol. 17, n. 3, p. 441-454, 1977.
- KEIL, Stanley R. On the value of homotheticity in the shif-share framework. **Growth & Change**, v. 23, P. 469-493, FALL 1992.
- LEMONS, Mauro B.; DINIZ, Clelio C.; GUERRA, Leonardo P.; MORO, Sueli. A nova configuração regional brasileira e sua geografia econômica. **Estudos Econômicos**, V. 33, N. 4, P. 665-700, Out. – Dez. 2003.
- MINISTÉRIO DO TRABALHO E EMPREGO. Dados da RAIS 1995 e 2005.
- OLIVEIRA, Carlo Wagner de A.; CARNEIRO Francisco G. Flutuações de Longo Prazo do Emprego no Brasil: uma análise alternativa de co-integração. Brasília: IPEA, **Revista Brasileira de Economia - RBE**, 55(4):493-512 Out./Dez. 2001.
- PASTORE, José. **O emprego no mundo**. Disponível em: <http://www.josepastore.com.br/artigos/emprego/index.htm>. Acesso em novembro de 2006. Originalmente publicado em em **Jornal da Tarde**, 12/12/2001.
- _____. **Desemprego: desencontro de números e explicações**. Disponível em: <http://www.josepastore.com.br/artigos/emprego/index.htm>. Acesso em novembro de 2006. Originalmente publicado em **O Estado de S. Paulo**, 01/06/2004a.
- _____. **Onde estão os novos empregos?** Disponível em: <http://www.josepastore.com.br/artigos/emprego/index.htm>. Acesso em novembro de 2006. Originalmente publicado em **Jornal da Tarde**, 10/11/2004b.
- RODRIGUES, R. Lott; MORETTO, A. Carlos; CROCOMO; F. Constantino; GUILHOTO, J. Martins. Transações Inter-Regionais e Intersetoriais entre as Macro-Regiões Brasileiras em 1985 e 1995. **Revista Brasileira de Economia - RBE**, Rio de Janeiro 59(3):445-482 JUL/SET 2005.
- ROIG, Carmen B. **Industria y Concentración de cultivos: la contribución de la industria del frío en la fruticultura leridana**. Universitat de Girona, Tese de Doctorado. 2005.
- SCHETTERT, Maria C. Perspectivas da economia gaúcha em 2004. **Carta de Conjuntura Econômica FEE**. Porto Alegre, ano 13, n. 6, 2004.
- SIHAG, Balbir & MCDONOUGH, Carol C. Shif-share analysis: the international dimension. **Growth and Change**. v. 20, n. 3, p. 80-88, Summer, 1989.

STILWELL ,F. J. B. Regional growth and structural adaptation. **Urban Studies**, v. 6, n. 2, p. 162-178, 1968.