

MUDANÇAS ESTRUTURAIS NO SISTEMA  
PRODUTIVO BRASILEIRO

Autor: LUIZ IVAN DE MELO CASTELAR  
Orientador: DAVID ALBERT DENSLOW JR.

*Dissertação*

~~Tese~~ apresentada para obtenção  
do grau de Mestre em Economia  
ao Curso de Mestrado em Econom  
mia - CAEN da Universidade Fed  
eral do Ceará.

UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ  
CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA - CAEN  
FORTALEZA

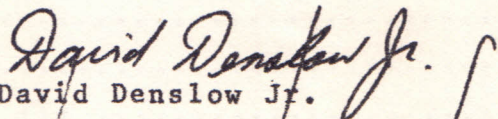
1978

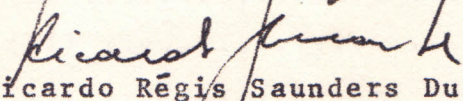
## DECLARAÇÃO

Declaramos, para os devidos fins, que o Sr. LUIZ IVAN DE MELO CASTELAR preencheu todos os requisitos para a obtenção do grau de Mestre em Economia pela Universidade Federal do Ceará.

O Sr. LUIZ IVAN DE MELO CASTELAR completou o número de créditos requerido e apresentou uma dissertação sobre o tema "MUDANÇAS ESTRUTURAIS NO SISTEMA PRODUTIVO BRASILEIRO", que foi aprovada por unanimidade pela Banca Examinadora composta pelos professores David Denslow Jr. (Orientador), Ricardo Régis Saunders Duarte e Agamenon Tavares de Almeida.

Fortaleza, 17 de novembro de 1978.

  
David Denslow Jr.

  
Ricardo Régis Saunders Duarte

  
Agamenon Tavares de Almeida



# SUMÁRIO

	Pág.
CAPÍTULO I	
1. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA E APRESENTAÇÃO DO MODELO .....	05
1.1. Síntese Bibliográfica .....	05
1.2. O Modelo .....	13
1.3. Uma Variação do Modelo .....	15
1.4. O Modelo Econométrico (as equações) .....	20
1.5. Limitações do Modelo .....	21
1.6. Relação dos Trabalhos de JAMESON-GUPTA com a Teoria e os Resultados .....	25
CAPÍTULO II	
2. RESULTADOS EMPÍRICOS .....	31
2.1. Nova Estimação .....	31
2.2. Subdividindo a Amostra .....	44
2.3. Causas da Industrialização (I) .....	54
2.4. Causas da Industrialização (II) .....	59
2.5. Um Teste de Conformidade .....	64
CAPÍTULO III	
3. OBSERVAÇÕES SOBRE A QUALIDADE DOS DADOS. CONCLUSÕES ...	72
3.1. Qualidade dos Dados .....	72
3.2. Conclusões e Sugestões .....	87
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	90

# LISTA DE TABELAS

TABELAS	Pág.
I Regressões Pooled .....	28
II Estimativas das Elasticidades-Renda das Séries Tempo rais .....	29
III Brasil .....	34
IV Equações Cross-Sections.....	37
V Equações Cross-Sections .....	39
VI Estimativas das Elasticidades-Renda .....	41
VII Nordeste e Resto do País .....	46
VIII Estados Pobres e Estados Ricos .....	49
IX Pequenos Estados e Grandes Estados .....	52
X Nordeste e Centro-Sul .....	57
XI Um Exemplo Didático .....	61
XII Efeitos dos Fatores Autônomos .....	63
XIII Teste de Gregory-Griffin .....	68
XIV Teste de Estabilidade .....	70
XV Valor da Produção Agrícola em Alguns Municípios Nor destinos .....	77
XVI Nordeste. Produto Interno Líquido a Custo de Fatores (P.I.L <sub>cf</sub> ) Preços Correntes - 1965/1968. F.G.V. ....	80
XVII Produto Interno Bruto a Custo de Fatores - Preços Cor rentes Cr\$ 1000 (SUDENE) .....	81
XVIII Cross-Sections. Pooled Nordeste .....	82
XIX Cross-Sections. Pooled Brasil .....	83
XX Estimativa da Renda Interna, Segundo Ramos de Atividade, Por Unidades da Federação - 1949, 1959 e 1970 ...	84

## 1. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA E APRESENTAÇÃO DO MODELO

### 1.1. Síntese Bibliográfica

O crescimento econômico vem geralmente acompanhado por uma ampla gama de mudanças. Além de sua relevância no domínio da ciência pura, a identificação destas mudanças para fins de política econômica, tem se tornado indiscutível nas duas últimas décadas.

Associado a este fato tem-se notado uma crescente proliferação de trabalhos neste campo, que se inicia com Kuznets e vai culminar com o painel elaborado por Chenery e Moises Syrquin.

O delineamento da forma de relação entre o crescimento econômico e as variações na estrutura econômica ou social é batizado genericamente como um modelo de desenvolvimento ("development pattern"), e todo o esforço empreendido em trabalhos desta espécie tem como finalidade última a caracterização deste modelo para um país ou grupo de países.

O mecanismo básico de trabalhos em estudo desta natureza tem sido a tentativa de fazer uma equivalência entre as assertivas da teoria econômica, essencialmente do desenvolvimento econômico, e as manifestações empíricas do processo econômico (Contudo, em certos casos os resultados empíricos têm se prestado como base para formulações teóricas em campos virgens).

Entre os diversos aspectos do sistema econômico que sofrem transformações com o desenrolar do crescimento econômico, podemos listar como principais o processo de acumulação, o processo de alocação de recursos e a distribuição demográfica, todos com suas respectivas subdivisões. Aqui nos interessaremos apenas por um caso particular do processo de alocação de recursos: as mudanças na estrutura produtiva.



Kuznets (1957), Chenery (1960), Balassa (1961), Chenery-Shishido-Watanabe (1962), Chenery-Taylor (1968), Taylor (1969), Temin (1967), Gregory-Griffin (1974), Gupta (1971) e Jameson (1975), entre outros, têm sido os principais investigadores destas mudanças.

Qualquer trabalho que se proponha a estudar este tipo de mudança, não deve se furtar, pelo menos em linhas gerais, a um resumo destes trabalhos que se tornaram clássicos neste campo. Seguindo este ponto de vista é que esboçamos, a seguir, uma síntese das principais proposições e conclusões destes estudos, as quais vão se relacionar mais estreitamente com a estrutura do nosso trabalho.

De uma maneira geral, o que se procura em trabalho deste tipo é identificar quais as variáveis explicativas do comportamento das participações setoriais e estabelecer, mediante processos econométricos, qual a relação correta que se manifesta entre uma e outra parte. Procedendo assim, com maior ou menor inclusão, é que a maioria dos autores tem selecionado como variáveis explicativas principais a renda per capita, população, participação das importações e exportações no produto total, proporção do capital fixo no produto total, etc..

Neste itinerário tem se realizado a maioria dos trabalhos, contudo, ao invés da investigação se sequenciar para um país ou países em diversos pontos do tempo, a exiguidade de dados atingíveis tem aconselhado um procedimento transversal, que consiste na análise de vários países em um único ponto do tempo.

Este último tipo de análise é mais característico dos trabalhos de Kuznets, Chenery e Chenery-Taylor, e nestes, os ajustamentos econométricos têm fornecido de 40 a 70% da explicação do comportamento das participações setoriais como atribuível às variáveis renda per capita e população.

Entre os principais resultados constatados nestes trabalhos encontramos primeiramente uma crescente participação da indústria no produto total até um determinado nível de

renda, com um conseqüente declínio após este nível. Para a participação da agricultura, tem se verificado uma tendência sempre decrescente. Porém, deve ser notado na simulação empreendida por Taylor que a participação da agricultura tem uma fase ascendente até um nível de renda de cerca de duzentos dólares, passando depois a decrescer abruptamente. À parte deste comportamento cíclico, demonstrado por estes dois setores, acha-se o setor serviços, que tem exibido uma trajetória crescente durante o desenrolar do desenvolvimento.

Contudo, devido às amostras selecionadas incorporarem países de características tão opostas, como os superdesenvolvidos e países do terceiro mundo, não se requer que tenham todos o mesmo comportamento uniforme, podendo este comportamento variar de um país para outro ou mesmo de grupo para grupo de países. Também deve se ter em mente que fogem deste comportamento países que têm nítidas vantagens comparativas em setores como o agrícola.

Atendendo a este tipo de apelo é que Taylor e, principalmente Chenery-Taylor, dão uma idéia aproximada da disparidade do comportamento entre grupos de países, separando-os por grupos uniformes em dotação de fatores, população e orientação primária ou secundária do comércio internacional.

As diferenças de comportamento encontradas nestes grupos não são de nível, mas sim diferenças de essência. Explicando melhor, tomemos a forma de trajetória apresentada para os países mais populosos e os de pequena população: verifica-se que os países mais populosos têm uma trajetória para a participação industrial idêntica à da amostra total, enquanto a dos países menos populosos não tende a decrescer mesmo para um nível de renda mais alto do que o que é requerido para o grupo anterior.

Na divisão da amostra pelo critério da dotação de fatores, que é sofrivelmente mensurável pela orientação do comércio internacional (e aqui são excluídos os países mais populo



so por sofrerem pouca influência do comércio internacional), Chenery-Taylor constata que os pequenos países que têm suas exportações orientadas para produtos industriais não diferem grandemente do comportamento apresentado pelos países mais populosos. Contudo uma disparidade é verificada para os pequenos países de orientação primária. Nestes, o crescimento da participação agrícola excede o da participação industrial até um nível de renda per capita de aproximadamente oitocentos dólares, fato não verificado para nenhum grupo anterior e que vai ter estreita conexão com o nosso trabalho.

Contudo, neste tipo de análise o que é importante não é só a disparidade de comportamento, mas a mudança no grau de explicação do modelo de um grupo para outro, o que nos permite formar uma opinião sobre os fatores que distorcem o comportamento ideal.

Já os trabalhos de Chenery-Taylor e Chenery-Shishido-Watanabe são mais pertinentes às causas de um melhor ou pior desempenho setorial. O primeiro toma uma amostra de vários países e, partindo de um modelo de equilíbrio geral, o qual apresentaremos posteriormente, deriva funções de crescimento setorial e investiga as disparidades de crescimento entre os países, prendendo-se essencialmente ao setor industrial, e por fim, analisa as causas do crescimento industrial e a sua superposição aos outros setores.

Dos seus resultados, Chenery conclui que cerca de 70% do crescimento industrial é explicável pelo crescimento da renda. Sobre os fatores remanescentes são tecidas considerações sobre tamanho do mercado, dotação e proporção de fatores, distribuição de renda e diferenças regionais, fatores estes que não permitem uma mensurabilidade direta, sendo suas contribuições atingíveis apenas por uma discussão intuitiva.

O que é importante ressaltar no trabalho de Chenery é o recurso usado na investigação das mudanças da composição do produto, que divide a indústria em três classes de bens:



investimento, consumo e intermediários. Os resultados mostram uma grande predominância dos bens de consumo sobre os bens de investimento para baixos níveis de renda, invertendo-se a tendência quando a renda começa a crescer. Esta seria a trajetória ideal das mudanças na composição do produto.

Embora na mesma linha, o segundo trabalho é uma aplicação especial ao caso japonês onde, além do comportamento da estrutura produtiva, são analisadas as causas de seu crescimento industrial, durante os períodos que vão de 1914 a 1935 e deste até 1954, tomando um modelo interindustrial que permite relacionar as mudanças no produto e emprego em conexão com as variações nos três elementos considerados autônomos, que são a demanda doméstica, as exportações e as importações.

O que há de importante nestes trabalhos são as relações que podem ser visualizadas entre o comportamento da industrialização do Brasil e dos demais países, assim como uma comparação mais específica com o Japão, que semelhantemente ao Brasil, é um país que emergiu do subdesenvolvimento para um plano intermediário.

No uso de dados transversais para a estimação das trajetórias setoriais tem-se levantado uma controvérsia que tem como figuras principais Kuznets e Chenery. Sobre este assunto versam os trabalhos de Temin e Gregori-Griffin, além de seções especiais nos trabalhos destes dois autores.

Para que se tenha uma idéia mais ampla deste tipo de controvérsia, devemos lembrar que o dilema entre dados temporais e transversais não se restringe apenas aos trabalhos sobre mudanças na estrutura produtiva, mas tem se constituído num problema econométrico geral, onde podemos encontrar indícios nos trabalhos de Houthakker sobre a função consumo, e de Nassau Adams sobre a estrutura das importações e desenvolvimento econômico. Toda esta controvérsia pode ser exposta em traços rápidos.

Subjacente à prática de se usar dados transversais para a estimação do crescimento temporal deve ser divisada

a hipótese de que um ou outro tipo de análise conduziria ao mesmo resultado, ou a diferença seria desprezível. É exatamente isto o que faz Chenery ao supor que fatores, que ele chamou de universais, tais como similaridades

- a) nas relações de funções de produção comuns, substituição de capital por trabalho com o aumento da renda, etc.;
- b) na estrutura da demanda doméstica, e
- c) nas oportunidades de comércio internacional e movimentos de capitais atuando de uma forma comum nas unidades observadas, assim como é comum as mudanças na dotação e proporção dos recursos produtivos.

Porém, se as características individuais de cada país marcam mais fortemente o modelo de desenvolvimento de cada um, o método transversal seria de pouca utilidade neste caso e apenas séries temporais produziriam uma estimação correta.

Mas Chenery acredita que predominam nos modelos de desenvolvimento estas características mais gerais, comuns à maioria dos países e o uso de dados transversais não mostraria mais do que o reflexo destas características.

No outro extremo desta opinião encontra-se Kuznets que raciocina de uma maneira inversa. Ele acredita que usar dados transversais para a análise do comportamento temporal tem uma contrapartida direta na suposição da constância de tais fatores como tecnologia, inovações em materiais, gostos e instituições através do tempo.

Ao observar as constantes transferências causadas pelo tempo sobre estes fatores, Kuznets, a princípio tão crédulo na unicidade dos dois métodos, atualmente discorda diametralmente deste procedimento.

Os trabalhos de Temin e Gregory-Griffin prendem-se exclusivamente à avaliação desta controvérsia, tentando confrontar os dois métodos e medindo até que ponto vai a identidade



de dos dois.

Devido à inconclusividade do trabalho de Temin, por pretender apenas uma aproximação indireta da compatibilidade dos dois métodos, e sobretudo devido à simples operacionalidade do trabalho de Gregory-Griffin, apresentaremos aqui apenas as conclusões principais deste último, sem querer com isso abandonar algumas indicações interessantes do trabalho de Temin (durante o curso do trabalho).

Escolhendo uma amostra de dez países desenvolvidos, Gregory e Griffin desenvolvem uma investigação sobre a trajetória da participação industrial e de dois subsectores da indústria, confrontando a validade de se usar dados transversais neste tipo de investigação. Dispondo de um período de investigação que se estende por 60 anos, o trabalho propõe três testes básicos para a compatibilidade.

Inicialmente é testada a homogeneidade dos dois métodos, verificando a igualdade dos coeficientes estimados temporal e transversalmente; em seguida, é analisada a identidade dos coeficientes obtidos de séries temporais para os países individualmente, pois uma maior ou menor proximidade entre estes coeeficientes, quando agregados em uma só equação, pode causar respectivamente, uma maior ou menor validade no recurso da transversalidade. Como última etapa, é testada a estabilidade de equações "cross-section" estimadas em diversos pontos do tempo. Neste caso, se há uma grande rotação das equações através do tempo, não haverá muito apoio à validade do recurso transversal.

Realizados estes três testes, as principais conclusões a serem extraídas deste trabalho são as seguintes:

A homogeneidade é válida a altos níveis de agregação, ou para a indústria como um todo. Contudo, não há evidência desta homogeneidade para os dois subsectores.

Na investigação da identidade dos coeeficientes temporais é clara a discrepância tanto em inclinações quanto em interceptos, e mesmo a adição de termos não lineares nas equa



ções, embora refinem uma especificação mais real, não explicam plenamente a heterogeneidade dos coeficientes. Porém, considerando as possibilidades de especificações variantes e erros de medida, conclui-se que dados transversais combinados com séries temporais, onde se faz as variáveis da equação percorrerem o tempo e o espaço, fornecem os melhores estimadores (removidas as diferenças de interceptos).

Os testes de estabilidade das equações transversais mostram grandes rotações através do tempo. Isto parece indicar uma trajetória não-linear das participações setoriais. No entanto, este teste não se revela eficaz, pois pode haver rotações, mesmo na ausência de mudanças na estrutura produtiva, isto devido a mudanças na variância amostral e diferenças entre países, o que representa um forte apoio à idéia de Kuznets.

Dos resultados destes testes conclui-se que:

a) pode haver compatibilidade entre os dois métodos se as observações perfazem um largo período e diferenças de interceptos são removidas;

b) as elasticidades medidas pelos coeficientes diferem significativamente entre os países;

c) o recurso da transversalidade é altamente duvidoso devido a existência de rotações, atribuíveis a fenômenos alheios a mudanças estruturais, e

d) embora haja substanciais diferenças nos coeficientes individuais, o uso de equações "pooled", combinação de dados transversais e temporais, parece ser o melhor recurso a ser usado na ausência de séries temporais.

Dos trabalhos citados, os únicos que diferem da linha de raciocínio dos analisados são os trabalhos de Gupta e Jameson que, em lugar de estudar países, tratam de estudos interregionais. Por se tratarem de trabalhos mais afetos ao que pretendemos desenvolver, por sua proximidade com os resultados empíricos que obteremos, preferimos transferir a análise dos dois para além da apresentação do modelo teórico, necessário ao desen

volvimento de um trabalho sobre mudanças na estrutura produtiva, que é o que faremos em seguida.

## 1.2. O Modelo

Como as investigações propostas tratam de mudanças na estrutura da economia como um todo, o modelo sugerido de ve ser um modelo de equilíbrio geral.

A fundamentação teórica de um modelo deste tipo se encontra condensada em Taylor (1969) e Chenery (1960,1962). Como a seguiremos durante o curso do nosso trabalho, faz-se necesário uma apresentação extensa.

Numa economia de três setores onde somente a indústria produz bens de capital, é assumido um modelo de crescimento como o de Domar:

$$(1) \quad I = \delta Y$$

$$(2) \quad \Delta Y = \lambda I$$

onde "I" é investimento bruto, "δ" é a propensão marginal a investir, "Y" é renda e "λ" é a relação marginal produto/capital. O consumo e as despesas governamentais variarão com a renda:

$$(3) \quad G = G(Y)$$

$$(4) \quad C = C(Y)$$

o consumo por setor variará com o consumo total:

$$(5) \quad C_i = C_i(C)$$

$$(6) \quad C_p = C_p(C)$$

$$(7) \quad C_s = C_s(C)$$

onde "i", "p" e "s" se referem, respectivamente, à indústria, agricultura e serviços. E as despesas governamentais por setor serão proporções, por suposição fixas, da demanda total.

$$(8) \quad G_i = a_i \cdot G$$

$$(9) \quad G_p = a_p \cdot G$$

$$(10) \quad G_s = a_s \cdot G$$

onde  $a_i + a_p + a_s = 1$ . Como consumo e despesa variam com a renda, a composição nos diz que o consumo e despesa por setor também variarão como função deste elemento.

Se denominarmos " $\Lambda$ ", a matriz dos coeficientes de insumo-produto e  $(I - \Lambda)^{-1} = \nabla$ , onde " $I$ " é a matriz identidade, podemos definir os produtos setoriais como,

$$(11) \quad \begin{bmatrix} X_i \\ X_p \\ X_s \end{bmatrix} = \nabla \begin{bmatrix} C_i^h & I^h & G_i & E_i \\ C_p & G_p & E_p \\ C_s & G_s \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} M_{int} \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

onde " $C_i^h$ " e " $I^h$ " são bens de consumo e investimento produzidos internamente, " $M_{int}$ " são as importações de bens intermediários e " $E_i$ " e " $E_p$ " as exportações de bens industriais e primários.

As exportações de bens primários são consideradas como elemento equilibrador do balanço comercial.

$$(12) \quad E_p = M_{cons} + M_{int} + M_{cap} + E_i$$

onde " $M_{cons}$ " e " $M_{cap}$ " são as importações de bens de consumo e de capital.

Os outros elementos do balanço comercial variarão com a renda e a população.

$$(13) \quad E_i = E_i(Y, N)$$

$$(14) \quad M_{cons} = M_{cons}(Y, N)$$

$$(15) \quad M_{int} = M_{int}(Y, N)$$

$$(16) \quad M_{cap} = M_{cap}(Y, N)$$



Se temos a matriz de insumo-produto e conhecemos os coeficientes do modelo de Domar, partimos com um nível de renda inicial e a geração é mera mecânica. Com este simples modelo intersetorial poderemos derivar predições sobre o valor adicionado pelos três setores de atividade.

### 1.3. Uma Variação do Modelo

Com o objetivo de prever o valor adicionado pela indústria, Chenery usa um modelo do tipo Walrasiano com algumas alterações, como a que permite adicionar à identidade da oferta e procura a parcela que descreve o comércio internacional.

$$(17) \quad X_i = D_i + W_i + E_i - M_i$$

onde,  $X_i$  = produção interna

$D_i$  = demanda interna final

$W_i$  = utilização intermediária

$E_i$  e  $M_i$  = exportações e importações, respectivamente e "i" refere-se a um bem qualquer.

Aqui, em lugar de ter a produção como função de um elemento, temos de quatro. Mas estes elementos dependem todos das mesmas variáveis explicativas, tendo cada um a sua função particular. Obviamente a função geral para o nível de produção deve ser estabelecida pela composição destas funções individuais.

Ao contrário do que acontece em Walras, renda aqui é tomada como uma variável explicativa, cessando, portanto, a necessidade de determiná-la como a soma do retorno dos fatores produtivos. Os fatores são classificados como trabalho (l), capital físico (K), habilidades (S), recursos naturais por setor ( $R_i$ ) e recursos naturais totais (R). População (N) também é tomada como uma variável explanatória.

Como relatamos anteriormente, por trás da pretensa uniformidade no modelo de crescimento dos países, encontra-se a suposição de similaridades daqueles fatores chamados universais.

Agora, relacionando as funções dos quatro elementos determinantes do produto setorial, podemos compor a nossa e quação geral.

A demanda interna, como também foi suposto por Houthakker, é feita função apenas da renda per capita.

$$(18) \quad \ln D_i = \ln \alpha_{i0} + \alpha_{i1} \ln Y$$

A demanda intermediária, ignorando os efeitos dos preços, variará apenas com o nível de produção de cada se- tor.

$$(19) \quad W_i = \sum_j a_{ij} X_j$$

onde " $a_{ij}$ " são os coeficientes de insumo-produto.

Neste ponto, ao se introduzir o comércio internacional, teremos que considerar dois pontos que podem nos conduzir a dois tipos de modelos.

Se supomos que todos os países têm a mesma renda per capita e a mesma dotação de recursos naturais, os fatores universais produzirão uma mudança regular no comportamento das importações e exportações quando a renda aumenta.

Com uma dotação de recursos dada e uma relação trabalho/população constante, altos níveis de renda só serão alcançados com um aumento no estoque de capital ou um aumento das habilidades. Se estes dois progridem proporcionalmente com a renda, variará a razão entre capital, habilidades e trabalho. Mas, para um dado nível de renda, as proporções dos fatores permanecerão as mesmas para todos os países. Os preços relativos e o comportamento do comércio internacional mudarão sistematicamente com o aumento na renda.

A função das exportações é estabelecida supondo uma demanda semelhante para todos os países. De acordo com nos sas suposições anteriores podemos derivá-la como:

$$K = K(Y); \quad S = S(Y)$$

$$P_i = P_i(P_k, P_l, P_s) = P_i(k, s) = P_i(Y)$$

$$(20) \quad E_i = E_i(P_i) = E_i(Y)$$

onde todas as grandezas são medidas numa base per capita, sendo " $P_k$ ", " $P_l$ " e " $P_s$ " os preços dos fatores.

As importações podem ser estabelecidas como uma fração da demanda total,

$$(21) \quad M_i = m_i(D_i + W_i + E_i)$$

$$(22) \quad m_i = m_i(Y, N)$$

Estas suposições determinam um tipo de modelo de crescimento seriamente limitativo que será seguido durante nosso trabalho. Porém, para dar uma idéia da dificuldade produzida por alterações nas suposições feitas, apresentaremos outro caso e derivaremos as funções gerais.

Tendo decidido tornar o nosso modelo mais realista, abandonando a suposição de uma dotação uniforme dos recursos naturais, capital e habilidades devendo agora variar com a oferta de recursos para produzir um determinado nível de renda, teremos então

$$(23) \quad Y = \emptyset(K, R, S)$$

contrariamente ao caso anterior, que tomava a renda como dada.

A função para o preço do bem "i" pode ser reestabelecida, já que existem diferenças na dotação setorial, como

$$(24) \quad P_i = P_i(P_k, P_s, P_l, P) = P_i(K, S)$$

As diferenças nas dotações de recursos afetarão o comportamento do comércio internacional, portanto os componentes deste devem variar com aqueles.

$$(25) \quad E_i = E_i(K, S, R_i, R)$$

$$(26) \quad M_i = m_i(D_i + W_i + E_i)$$

$$(27) \quad i = i(K, S, R, N, R_i)$$

Agora podemos estabelecer as equações gerais pa



ra os dois casos, a produção é derivada dos elementos da demanda multiplicados por  $(1 - m_i)$

$$(28) \quad X_i = [1 - m_i(Y, N)] [W_i(X_i, \dots, X_n) + D_i(Y) + E_i(Y)]$$

Para que se tenha uma idéia da diferença dos dois modelos, devemos considerar o produto como composto de duas partes: a normal, devida ao tamanho e nível de renda do país, " $\hat{X}_i$ ", e um desvio do normal " $X_i$ " o que produz  $X_i = \hat{X}_i + \Delta X_i$ . Para o primeiro caso  $\Delta X_i = 0$ . Substituindo este resultado na equação da demanda intermediária, temos

$$(30) \quad W_i = \sum_j a_{ij} \hat{X}_j + \sum_j a_{ij} \Delta X_j = \hat{W}_i + \Delta W_i$$

onde esta última notação tem o mesmo significado utilizado para o produto. Para o primeiro caso  $\Delta W_i = 0$ .

Então a função do crescimento setorial, no primeiro caso, depende apenas da renda e população.

$$(31) \quad X_i = [1 - m_i(Y, N)] [\hat{W}_i(Y, N) + D_i(Y) + E_i(Y)]$$

e para o segundo caso

$$(32) \quad X_i = [1 - m_i(K, S, R, N, R_i)] [\hat{W}_i(Y, N) + D_i(Y) + E_i(K, S, R, R_i) + W_i(X_i, \dots, X_n)]$$

a qual é extremamente mais complicada, apesar de mais realista, principalmente devido à falta de dados sobre a dotação específica de recursos de cada país.

Com mais uma alteração podemos encontrar novos resultados da equação (17). Escrevendo-a na forma de Leontief, temos

$$(33) \quad X_i^t - \sum_j a_{ij}^t X_j^t = D_i^t + E_i^t + M_i^t$$

onde "t" representa períodos. Com ligeira manipulação, (33) transforma-se em

$$(34) \quad X_i^t = \sum_j R_{ij}^t (Y_j^t + E_j^t + M_j^t)$$

onde os " $R_{ij}$ " são os elementos da inversa matriz de Leontief.

Se estamos supondo que os elementos da oferta e demanda se expandem proporcionalmente, define-se a taxa de crescimento da demanda doméstica como,

$$(35) \quad \theta = \frac{\sum_i y_i^2}{\sum_i y_i^1}$$

Pela suposição de rendimentos constantes, se multiplicamos cada elemento do segundo termo de (34) por uma constante " $K$ ", a solução correspondente é " $K$ " vezes a solução inicial.

$$(36) \quad x_i^p = Kx_i^1 = \sum_j R_{ij}^1 (Ky_j^1 + KE_j^1 - KM_j^1)$$

e se definimos os desvios entre os valores reais no período 2 e os valores fornecidos pelo crescimento proporcional da economia entre os períodos 1 e 2,

$$(37) \quad \psi x_i^{12} = x_i^2 - \theta x_i^1$$

$$(38) \quad \psi d_i^{12} = d_i^2 - \theta d_i^1$$

$$(39) \quad \psi e_i^{12} = e_i^2 - \theta e_i^1$$

$$(40) \quad \psi m_i^{12} = m_i^2 - \theta m_i^1$$

Podemos derivar os desvios nos níveis de produção da seguinte maneira: seja " $X$ ", " $Y$ ", " $E$ " e " $M$ " vetores das variáveis antes definidas, e denotemos  $L = (I - \Lambda)$ , a equação (34) redefinida torna-se:

$$(41) \quad X^t = L^{-1}(Y^t + E^t - M^t)$$

O vetor dos desvios em " $X$ " é

$$(42) \quad \psi x^{12} = x^2 - \theta x^1 = (L^2)^{-1}(Y^2 + E^2 - M^2) - \theta(L^1)^{-1}(Y^1 + E^1 + M^1)$$

que pode ser escrito como

$$(43) \quad X^{12} = (L^2)^{-1} F^{12} + (L^2)^{-1} - (L^1)^{-1} \Theta F^1$$

onde  $F = (Y + E - M)$  e o segundo termo do lado direito representa mudanças na utilização intermediária, devido a mudanças tecnológicas. Este último termo pode ser escrito como

$$(44) \quad (L^2)^{-1} - (L^1)^{-1} \Theta F^1 = - (L^2)^{-1} (L^2 - L^1) (L^1)^{-1} \Theta F^1 = \\ = - (L^2)^{-1} (L^2 - L^1) \Theta X^1 = \\ = - (L^2)^{-1} T^{12}$$

onde  $T^{12} = (L^2 - L^1) X^1$ , daí temos que

$$(45) \quad X_i^{12} = \sum_j R_{ij} (Y_j^{12} + E_j^{12} - M_j^{12} - T_j^{12})$$

Então o desvio total da produção deve-se a quatro efeitos: 1) da demanda interna; 2) das exportações; 3) das importações e 4) das mudanças tecnológicas.

Estas últimas equações fornecerão importantes instrumentos na avaliação dos efeitos da industrialização.

#### 1.4. O Modelo Econométrico (as equações)

Na construção do modelo econométrico fazemos desaparecer as demais funções de demanda e incluímos como variáveis exógenas apenas a renda per capita e a população. Esta especificação permite uma análise uniforme de todos os aspectos das mudanças estruturais. Neste caminho, Taylor usa a logaritimização da seguinte equação, que em experiências passadas mostrou produzir o melhor ajustamento,

$$(46) \quad X_k = e^a \cdot Y^{(b + c \ln Y)} \cdot N^d$$

onde  $K = 1, "p"$  e  $"s"$ , que são respectivamente, os setores industrial, primário e terciário, e  $"Y"$  e  $"N"$  representam, respectivamente, renda per capita e população. O que nos fornece uma outra equação

$$(47) \quad \ln X_k = a + b \ln Y + c (\ln Y)^2 + d \ln N$$



onde o termo quadrático remove o problema da hipótese de constância da elasticidade; destas variáveis, apenas "população" desperta controvérsia na sua inclusão, se estamos tratando com regiões de um mesmo país, onde teoricamente não teríamos barreiras ao livre comércio. Mas, deixaremos para uma etapa subsequente um comentário mais específico sobre este tema.

Chenery não foge a esta especificação no seu trabalho de 1950, assim como no seu trabalho com Taylor de 1968, onde a única discrepância é o aumento no número de variáveis explanatórias, quando são usadas, além das variáveis supra-citadas, as participações do capital fixo, das exportações e importações de manufaturados no produto nacional bruto.

Sem grandes desvios, todos os autores que trabalharam em mudanças estruturais seguem este procedimento na especificação.

Todas estas equações seguem as suposições do modelo clássico de mínimos quadrados onde são desprezados problemas específicos como, aleatoriedade das variáveis explanatórias, autocorrelação e heteroscedasticidade, assim como o problema mais geral da equação ser uma forma reduzida de um modelo dinâmico mais geral de desenvolvimento econômico.

### 1.5. Limitações do Modelo

Várias limitações podem ser anotadas contra o modelo proposto. Na sua maioria estas limitações são reconhecidas pelos próprios autores e já foram explicitamente mencionadas, como por exemplo, a alternativa construída por Chenery tendo em vista a fragilidade do primeiro caso.

Além destas, inicialmente podemos colocar a dificuldade de encontrar as causas das mudanças estruturais. Quando usamos nas nossas equações apenas renda per capita como variável explanatória e tentamos identificar as causas da transferência

de bens agrícolas para bens industriais, a renda incorpora efeitos da oferta e da demanda, como mudanças na composição da demanda interna, aumento das habilidades e mudanças nas vantagens comparativas (não deixando margem para uma identificação exata).

Além disso, podemos colocar que o modelo de Domar, além da crítica geral feita pelos neo-clássicos referente à sua rigidez na substituição de capital por trabalho, quanto a sua factibilidade para uma região, como o Centro-Leste do Brasil, é aceitável, porém a sua aplicabilidade para o Nordeste do Brasil é duvidosa.

Crítica semelhante à hipótese da constância dos coeficientes de insumo-produto pode ser feita ao modelo inter-industrial.

Estas são críticas específicas atribuídas a todos os trabalhos que incorporam os instrumentos mencionados. Porém, existem duas críticas gerais, à própria maneira de ser do modelo que não se pode deixar de mencioná-las.

A primeira crítica refere-se ao fato de que não está bem assentada a proposição de um modelo de crescimento que tenha como base a relação entre renda per capita e participações setoriais. Como conclui Temin, parece haver uma relação entre o crescimento da participação setorial das indústrias e os níveis de renda, assim como mudanças na renda, indicando uma elasticidade-renda de aproximadamente 0,3. Contrariamente, para a agricultura não parece manifestar-se uma relação definida entre a sua participação e os níveis de renda, assim como mudanças na renda. Embora não se constate nada que desabone uma relação negativa entre participação da agricultura e nível de renda a longo prazo, também não se constata nada que indique a possibilidade de se utilizar esta relação em problemas de curto prazo.

A segunda crítica referente à própria essência do modelo, visa a explicação nas mudanças na estrutura produtiva. O fornecimento do nível das três variáveis básicas, renda, população e dotação de fatores, levaria ao correto diagnóstico da es



estrutura produtiva e comércio exterior do país em causa. Com este raciocínio as políticas nacionais, na tentativa de alterar esta estrutura, em contradição com as três variáveis básicas, simplesmente levariam a um declínio nas taxas de crescimento. Esta forma de determinismo não é apenas uma questão pertinente ao modelo, mas um problema mais geral de ótica do desenvolvimento económico manifestada por vários autores.

Conclui-se desta proposição que as políticas em pregadas nos países subdesenvolvidos deveriam englobar, a priori, as limitações destas variáveis, de outra forma seria inócua a promoção do desenvolvimento.

Porém, este tipo de raciocínio deixa à margem aspectos como as diferentes possibilidades de diversas estruturas e distribuição de consumo e investimento público e privado, que são factíveis com o mesmo nível de renda, dotação de fatores e comércio internacional. Estes são expedientes que não devem ser desprezados na promoção do desenvolvimento.

Feitas estas críticas ao modelo teórico, passamos a algumas críticas ao modelo econométrico, que é a ferramenta principal daquele.

Uma crítica geral aos modelos econométricos prende-se ao fato de que, por se constituírem modelos de "black-box", um aumento ou diminuição das variáveis explanatórias não implica na resposta imediata da variável explicada. No nosso caso, onde se suspeita de uma inflexão no comportamento de algumas unidades observadas, o modelo não deixa possibilidades desta avaliação.

Podemos também enumerar as suposições clássicas de mínimos quadrados como extremamente irrealistas para o nosso trabalho.

A suposição da homoscedasticidade é provavelmente violada pelo tamanho da renda per capita, assim como é provável que condições climáticas desfavoráveis alterem a não existência da autocorrelação nas séries temporais.

É muito provável que em dados de contas nacio



nais existam notáveis erros de medida, outra fonte de viés para os coeficientes.

Finalmente, podemos argumentar que a possibilidade das nossas equações serem formas reduzidas de um modelo mais amplo de desenvolvimento produziria estimativas viesadas dos coeficientes, o que realmente acontece na nossa, como mostraremos a seguir.

A especificação de Taylor é,

$$\ln X_i = B_0 + B_1 \ln Y + e = A/Y$$

onde  $A$  = renda do setor primário. Mas, por definição, temos que  $Y = A + C$ , onde  $C = X_2 + X_3$  = a soma das rendas dos setores secundário e terciário.

Através da álgebra simples, podemos verificar que

$$\ln Y = \frac{1 - B_0}{B_1} - \frac{1 - C}{B_1} - \frac{1 - e}{B_1}; \quad e$$

$$E(\ln Y) = \frac{1 - B_0}{B_1} - \frac{1 - C}{B_1}; \quad \text{daí, decorre que}$$

$\text{COV}(\ln Y, e) = \frac{1}{B_1} b^{-2} e$ ; logo,  $\hat{B}_1$  não é uma boa estimativa de  $B_1$ , e o aumento no tamanho da amostra não influirá neste resultado, como podemos constatar.

Definamos,

$$M_{\ln Y, X} = n^{-1} \sum_{i=1}^n (X - \bar{X}) (\ln Y - \overline{\ln Y})$$

$$M_{\ln Y, \ln Y} = n^{-1} \sum_{i=1}^n (\ln Y - \overline{\ln Y})^2$$

$$M_{C, C} = n^{-1} \sum_{i=1}^n (C_i - \bar{C})^2$$

$$M_{c,e} = n^{-1} \sum_{i=1}^n (C_i - \bar{e}) (C - \bar{C})$$

então,

$$M_{lnY_1 X_1} = \frac{1}{B_1} M_{c,c} + \frac{1}{B_1} M_{e,e}$$

$$M_{lnY_1 lnY} = \frac{1}{B_1^2} M_{c,c} + \frac{2}{B_1^2} M_{c,e} + \frac{1}{B_1^2} M_{e,e}$$

mas,

$$\hat{B}_1 = \frac{M_{lnY, X}}{M_{lnY, lnY}} \quad \hat{B}_1 = \frac{M_{c,c} + M_{c,e}}{1/B (M_{c,c} + 2M_{c,e} + M_{e,e})}$$

Quando "n" tende para o infinito, " $M_{c,e}$ " tende para zero, " $M_{e,e}$ " tende " $b_e^2$ " e " $M_{c,c}$ ", tende para uma constante, digamos " $\bar{M}_{c,c}$ ",

então:

$$\text{plim } \hat{B}_1 = \frac{M_{c,c}}{1/B_1 (M_{c,c} + e^2)} \quad \frac{B_1 e^2}{M_{c,c} + e^2}$$

Mas, de acordo com a hipótese preliminar, " $B_1$ " é menor do que zero, o que implica que " $\hat{B}_1$ " não converge em probabilidade para " $\hat{B}_1$ " e como vemos, superestima " $B_1$ ".

A saída deste impasse requereria o uso de variáveis instrumentais para a utilização de mínimos quadrados de dois estágios. Porém, mais uma vez, a obtenção de dados sobre variáveis a se usar no problema impede este tipo de estimação.

#### 1.6. Relação dos Trabalhos de Jameson-Gupta com a Teoria e os Resultados

Apenas dois trabalhos diferem no modo de estudar

o problema das mudanças estruturais, pois, ao invés de usar países como unidades observadas, usam regiões de um país.

O primeiro deles foi publicado por Gupta (1971) numa tentativa de explicação do modelo de crescimento dos estados indianos.

Com exceção das unidades, o trabalho de Gupta segue fielmente a teoria que se tornou padronizada para as mudanças estruturais e, como a maioria dos autores, ele também usa da dos "cross-section" em virtude da pobreza da Índia no que concerne a dados (as contas nacionais indianas dispõem de estatísticas referentes a apenas 3 anos).

O que é digno de referência no trabalho de Gupta, que vai ter uma contrapartida direta no caso brasileiro, são os seguintes pontos:

- a) Embora não haja uma avaliação temporal da performance individual dos estados, a divisão por grupos seguindo o critério do tamanho parece indicar uma anomalia para os pequenos estados;
- b) A avaliação da estrutura produtiva em conexão com as teses de crescimento equilibrado e desequilibrado, e
- c) Os comentários sobre os aspectos que se relacionam com a política econômica do crescimento, assim como os de mais pontos não mensuráveis, o que ainda é uma grande arma para preencher as lacunas deixadas pela teoria e pela falta de dados.

Seguindo a mesma linhagem de Gupta, Jameson (1975) publicou um trabalho para o Brasil, onde estabelece como meta a estimação da equação usada por Taylor.

$$\ln X_k = a + b \ln Y + c (\ln Y)^2 + d \ln N$$

onde  $k = i, p$  e  $s$ . A única diferença é que as unidades observadas, ao invés de países são os estados componentes do território brasileiro.

Os resultados de Jameson para a estimação



(pooled) onde foram usados os anos de 1950 e 1960, são coerentes com os resultados alcançados em outras pesquisas, como vemos na Tabela I.

Como podemos ver, a participação da indústria e dos serviços aumentam com a renda, enquanto a da agricultura é decrescente.

A magnitude das elasticidades está dentro do intervalo de um a três desvios-padrões para a indústria, serviços e agricultura, respectivamente; deve-se notar que a participação da indústria só apresenta um comportamento linear, devendo-se este fato à pouca maturidade deste setor no Brasil que, segundo Chenery, seria plena quando esta perfizesse 37% do produto total. A variável população também parece não ser muito significativa.

De encontro ao comportamento exemplar das elasticidades para o Brasil, Jameson encontrou pouca consonância nas séries temporais para os estados. Como podemos observar na Tabela II, apenas 7 dos 21 estados possuem coeficientes com o sinal esperado para o setor primário, enquanto para a indústria apenas 9 têm o sinal correto.

Enquanto nos trabalhos anteriores os casos anômalos, exceto o de Gupta, têm uma distribuição aleatória, para o Brasil parece haver um comportamento bem definido com os desvios se situando, quase sempre, entre os estados de baixa renda, que equivale em sua maioria aos estados nordestinos.

Então, para o Brasil estaria havendo dois comportamentos bem definidos do crescimento, com os estados de alta renda tendo uma crescente participação no seu produto e uma participação decrescente da agricultura, enquanto ocorre exatamente o inverso para os estados pobres, refletindo este fato, talvez, numa taxa de crescimento do produto 40% menor para os estados de baixa renda.

Devido a estas disparidades de comportamento do crescimento dos estados brasileiros, e, sobretudo, devido a inconclusividades das explicações apresentadas pelo Jameson, o ob

TABELA I  
REGRESSÕES "POOLED"

SETOR	INTERC.	Ln Y	Ln Z	(Ln Y) <sup>2</sup>	R <sup>2</sup>	F
X <sub>1</sub>	- 0,037	- 0,904 (0,122)			0,48	54,5
X <sub>1</sub>	- 0,609	- 0,957 (0,139)	- 0,082 (0,100)		0,49	27,7
X <sub>1</sub>	1,141	1,165 (0,287)		- 0,771 (0,102)	0,73	81,2
X <sub>1</sub>	- 1,997	1,118 (0,284)	0,121 (0,072)	- 0,703 (0,090)	0,75	56,7
X <sub>2</sub>	- 2,769	0,556 (0,089)			0,39	38,9
X <sub>2</sub>	- 3,541	0,485 (0,100)	0,111 (0,073)		0,42	21,0
X <sub>2</sub>	- 2,786	0,586 (0,292)		- 0,011 (0,100)	0,39	19,2
X <sub>2</sub>	3,580	0,542 (0,291)	0,112 (0,074)	- 0,022 (0,104)	0,42	13,8
X <sub>3</sub>	- 0,920	0,132 (0,037)			0,18	12,5
X <sub>3</sub>	- 0,837	0,145 (0,044)	- 0,012 (0,320)		0,18	6,2
X <sub>3</sub>	- 0,753	- 0,177 (0,120)		0,117 (0,042)	0,27	10,7
X <sub>3</sub>	- 0,623	- 0,170 (0,121)	- 0,018 (0,030)	0,119 (0,043)	0,28	7,2

Obs.: Os valores entre parênteses significam desvios-padrões.

## ESTIMATIVAS DAS ELASTICIDADES-REND A DAS SÉRIES TEMPORAIS

ESTADOS	AGRICULTURA	INDÚSTRIA	ESTADOS	AGRICULTURA	INDÚSTRIA
Amazonas	- 0,205 (0,087)	1,052 (0,269)	Minas Gerais	- 0,697 (0,079)	0,120 (0,134)
Pará	- 0,470 (0,070)	0,567 (0,095)	Espírito Santo	- 0,118 (0,209)	- 0,449 (0,251)
Maranhão	0,245 (0,041)	- 0,071 (0,120)	Rio de Janeiro	- 0,667 (0,089)	0,437 (0,066)
Piauí	0,135 (0,039)	- 0,106 (0,208)	Guanabara	- 0,484 (0,475)	0,399 (0,196)
Ceará	0,098 (0,097)	0,192 (0,109)	São Paulo	- 0,987 (0,122)	0,733 (0,051)
Rio G.do Norte	0,047 (0,059)	0,112 (0,067)	Paraná	0,347 (0,087)	- 0,822 (0,127)
Paraíba	0,178 (0,026)	- 0,386 (0,064)	Santa Catarina	- 0,337 (0,119)	- 0,102 (0,213)
Pernambuco	0,109 (0,051)	- 0,518 (0,065)	Rio G. do Sul	0,178 (0,342)	- 0,137 (0,121)
Alagoas	0,272 (0,031)	- 0,542 (0,096)	Mato Grosso	0,169 (0,078)	- 0,412 (0,162)
Sergipe	0,211 (0,031)	- 0,898 (0,107)	Goiás/D. Federal	0,062 (0,040)	- 0,439 (0,134)

Obs.: Os valores entre parênteses significam desvios-padrões.



jetivo deste trabalho é uma reavaliação de seus resultados, assim como a colocação de aspectos inexplorados por este.

Como primeiro passo refaremos as estimativas de Jameson com o propósito principal de testar a hipótese de que os estados brasileiros comportam-se de acordo com o padrão estabelecido pelos resultados obtidos anteriormente, já que se agregaram mais alguns anos as estimativas das contas nacionais, além das correções para as estimativas já existentes. Na configuração de uma resposta negativa, tentaremos dar algumas explicações diferentes da de Jameson sobre esta anormalidade.

Em segundo lugar empreenderemos um estudo da performance industrial separando as regiões Nordeste e Centro-Leste com o intuito de descobrir índices do comportamento anormal dos estados do Nordeste face ao comportamento padrão dos estados do Centro-Leste.

Complementando este tipo de raciocínio empreendemos um estudo das causas da industrialização para o Brasil como um todo, tomando como base a indústria de transformação. Aqui não há o propósito de por à prova nenhuma hipótese, mas sim, proceder um estudo exploratório, onde já encontramos similares nos trabalhos que investigam apenas a substituição de importações. O que pretendemos, portanto, é examinar o efeito de outros fatores sobre o processo de industrialização.

Finalmente, pretendemos apresentar um resumo elucidativo quanto à qualidade dos dados, que não se propõe, como em outros trabalhos, apenas a mostrar os recursos utilizados para a estimação. Como veremos, este resumo pode trazer fortes evidências de compromisso na correção dos nossos resultados, aspecto que foi totalmente descurado por Jameson.

## CAPÍTULO II

## 2. RESULTADOS EMPÍRICOS

## 2.1. Nova Estimação

Dos seus resultados Jameson infere que o modelo usado, que a princípio aplica-se a países, pode, quando aplicado a estados, causar distorções<sup>1</sup>. Neste ponto exigir-se-ia alterações no modelo que levasse em conta peculiaridades das unidades de observação, tais como dotação de fatores, oportunidades de comércio exterior, capacidade de poupar, etc.

Também acreditamos que estas características diferam muito no caso dos estados brasileiros. A formação de capital, a dotação de fatores e as limitações da política tarifária e da eficiência sobre o comércio exterior abrem uma profunda lacuna nas características individuais, principalmente do que se convencionou chamar de região norte e sul dos estados brasileiros e, mesmo dentro destas regiões poderíamos facilmente descobrir disparidades marcantes entre umas e outras unidades.

Contudo, o que não deve ser perdido de vista é que as indicações de Chenery e Taylor deixam bem claras as possibilidades<sup>2</sup>. No entanto, este é um ponto delicado e alterações deste tipo, que nos fariam ganhar sensivelmente em realidade, poderiam levar a sérios empecilhos na operacionalidade do modelo<sup>3</sup>.

<sup>1</sup>Jameson, Keneth. Development patterns and regional imbalance in Brazil. The Review of Economics and Statistics, Cambridge, 57(3): 361-64, aug. 1975

<sup>2</sup>Chenery, Hollis B & Taylor, Lance. Development patterns: among countries and over time. The Review of Economics and Statistics, Cambridge, 50(4): 391-416, nov. 1968.

<sup>3</sup>Chenery, Hollis B. Patterns of industrial growth. The American Economic Review, Stanford, 50(4): 624.54, setp. 1960.



Mas uma certa aproximação da atuação dessas disparidades, dentro do próprio modelo, pode ser obtida com a subdivisão da amostra em grupos de características mais ou menos comuns, esta é a principal arma nos trabalhos que incorporam países desenvolvidos e do terceiro mundo, o que corresponde aproximadamente ao mesmo fenômeno do caso brasileiro.

Nessa linha de raciocínio permanecemos com a hipótese da factibilidade do modelo para estudos inter-regionais, refazendo a estimação das mesmas equações propostas por Taylor, agora usando os dados que se agregaram às contas nacionais da data do trabalho de Jameson até hoje.

Como primeira etapa estimamos as equações como um "pool". Contudo uma alteração secundária é digna de nota. Em virtude das dificuldades de computação, usamos na estimação das nossas funções logaritmos decimais ao invés de neperianos. Mas, como veremos a seguir, isto não altera em nada a nossa função principal, pois tínhamos,

$$X_i = e^{a.Y(b + c \ln Y)} . N^d$$

aplicando logaritmos decimais, vem

$$\log X_i = a \log e + b \log Y + c \log Y \cdot \log Y + d \log N$$

por uma propriedade de conversão de bases esta expressão é equivalente a,

$$\frac{\ln X_i}{\ln 10} = a \frac{1}{\ln 10} + (b + c \ln Y) \frac{\ln Y}{\ln 10} + d \frac{\ln N}{\ln 10}$$

Se multiplicamos toda esta expressão por  $\ln 10$ , voltamos a (47).

Também, como sabemos, os coeficientes estimados pelos dois métodos são idênticos assim como seus significados. Serão vejamos:

Tomemos uma função qualquer  $Y = f(x)$

aplicando logaritmos decimais,  $\log Y = \log f(x)$



fazendo  $\log f(X) = u$        $f(X) = 10^u$        $\frac{d}{du} f(X) = 10^u \ln 10$

Agora se desejamos a derivada de  $\log Y$  em relação a  $u$ , temos

$$\frac{d}{du} \log Y = \frac{d}{dX} \log Y \cdot \frac{dX}{du} \text{ pela regra da cadeia}$$

substituindo as expressões, finalmente

$$\frac{d}{du} \log Y = \frac{f'(X)}{f(X) \cdot \ln 10} \cdot X \ln 10 = f'(X) \cdot \frac{X}{f(X)} = \frac{f'(X)}{f'(X)/X}$$

Esta última expressão é a razão entre a função marginal e a média, que é justamente a definição de elasticidade e pelo visto o significado dos coeficientes não se alteram por uma ou outra transformação.

Do exame da Tabela III, podemos concluir que não houve nenhuma alteração substancial da tendência verificada por Jameson.

De uma maneira geral, a participação da agricultura permanece decrescente enquanto crescem as participações da indústria e dos serviços. No entanto, deve ser notado que a magnitude dos coeficientes não se aproxima ainda da encontrada para a maioria dos trabalhos (a magnitude da elasticidade-renda para a indústria geralmente se situa acima de um).

Para o Brasil, o que não acontece para a Índia<sup>5</sup>, os dados não indicam alta colinearidade entre  $\ln Y$  e  $(\ln Y)^2$ . Sendo, portanto, estatisticamente cabível a suposição da variabilidade da elasticidade-renda das participações setoriais. Porém, o efeito da não linearidade, conquanto permaneça significativa para a agricultura e os serviços, permanece significativa para a indústria.

<sup>5</sup>Chiang, Alpha C. Exponential and logarithmic functions. In: Fundamental methods of mathematical economics. New York, McGraw-Hill, 1967. p. 266 - 306.

<sup>6</sup>Chang, K. Development patterns; an interregional study. The Quarterly Journal of Economics, Cambridge, (85): 644-66, nov. 1971.

TABELA III

BRASIL

SETOR	INTERC.	Ln Y	(Ln Y) <sup>2</sup>	Ln N	R <sup>2</sup>	F
X <sub>1</sub>	0,062	- 0,765 (0,045)			0,366	278,63
X <sub>1</sub>	- 0,619	1,225 (0,157)	- 1,264 (0,096)		0,533	273,94
X <sub>1</sub>	- 0,620	1,225 (0,158)	- 1,264 (0,096)	0,001 (0,032)	0,533	182,25
X <sub>2</sub>	- 1,223	0,414 (0,036)			0,208	126,91
X <sub>2</sub>	- 1,260	0,522 (0,147)	- 0,068 (0,090)		0,209	63,68
X <sub>2</sub>	- 1,793	0,437 (0,142)	- 0,067 (0,087)	0,177 (0,029)	0,266	57,97
X <sub>3</sub>	- 0,407	0,102 (0,016)			0,073	38,23
X <sub>3</sub>	- 0,393	- 0,206 (0,064)	0,196 (0,039)		0,118	32,34
X <sub>3</sub>	- 0,322	- 0,210 (0,064)	0,196 (0,039)	0,007 (0,013)	0,113	21,62

Obs.: Os valores entre parênteses significam desvios-padrões.

dústria, devendo-se este último fato, ainda, à pouca maturidade do setor industrial da maioria dos estados brasileiros, a qual, segundo Chenery, seria plena quando a participação industrial estivesse em torno de 37% do produto total<sup>6</sup>.

No tocante à variável população, a sua inclusão não parece ser justificada para o Brasil, pois sua influência não é significativamente diferente de zero para todos os três setores (uma análise step-wise nos teria poupado o trabalho da sua inclusão).

Como estas equações nos fornecem o comportamento do Brasil como um todo, podemos constatar que a sua trajetória temporal do crescimento não se desvia significativamente do encontrado para a maioria dos países, com o tamanho da elasticidade - renda flutuando no intervalo que vai de um a três desvios padrão, como já havia sido constatado por Jameson.

Analisado o comportamento das regressões estimadas como um "pool", passamos a analisar o comportamento destas equações estimadas transversalmente.

Ao se fazer a escolha dos anos, para os quais serão estimadas as equações, resolvemos transferir um dos anos extremos, que era 1966, da estimativa feita por Jameson, para 1969 que foi um dos anos agregados às contas nacionais. Procedendo desta maneira, obtemos uma maior margem para a análise das elasticidades, podendo inclusive fazer uma confrontação com a estimação anterior.

Para a eleição dos anos intermediários existem dois critérios a serem seguidos; se estamos interessados na minimização de  $(X'X)^{-1}$ , que nos dá a variância dos coeficientes, a escolha deve recair sobre anos mais próximos dos extremos. Porém se estamos interessados na suposição de não linearidades do crescimento é mais aconselhável utilizar uma divisão igualmente espaçada.

---

<sup>6</sup>Jameson, Keneth. Op. cit., p. 363.



No nosso caso, a possibilidade de não linearidade de sobrepuja o critério de minimização da variância; por isso usamos um ano central, que é 1950, como o ano intermediário, o que nos levará a uma boa visão da rotação das equações através do tempo.

Como podemos constatar na Tabela IV, o comportamento da elasticidade da agricultura é declinante, enquanto é crescente para a indústria e os serviços.

Segundo Jameson esta rotação se prenderia ao fato das diferenças regionais, pois a um aumento de renda e um declínio na participação agrícola para os estados mais ricos corresponderia, no mesmo período, um acréscimo na renda menor e um aumento na participação agrícola para os estados mais pobres. Devido a isto, a equação transversal sofreria uma rotação no sentido horário<sup>7</sup>.

Porém não deve ser extrapolado desta afirmativa que os estados de renda mais baixa estariam se transformando em fornecedores de bens agrícolas aos estados do Centro-Leste. Na verdade, o que se verifica é um fenômeno até certo ponto inverso. O que acontece na realidade é que as exportações inter-regionais de bens agrícolas dos estados de baixa renda tem diminuído sensivelmente, sobretudo, devido à crescente eficiência da agricultura mecanizada do Centro-Leste, que aos poucos invade o mercado nordestino de bens agrícolas, ao lado do já tradicional fornecimento de bens industriais<sup>8</sup>.

Para o setor industrial também existe uma rotação de 0,54 em 1950 para 0,72 em 1969. Aqui a mesma explicação das desigualdades regionais pode ser fornecida para a rotação das equações transversais.

<sup>7</sup>Jameson, Keneth. Op. cit., p. 363

<sup>8</sup>Mossa, Antonio L. Teles. A estrutura do comércio inter-regional brasileiro e a teoria das vantagens comparativas. Fortaleza, CAEN/UFC, 1978. Mimeografado.

TABELA IV

## EQUAÇÕES CROSS SECTIONS

$$\ln X_1 = \beta_0 + \beta_1 \ln Y$$

	<u>1950</u>	<u>1960</u>	<u>1969</u>
0	0,0276	0,6166	0,6685
1	- 0,7128	- 1,0090	- 1,1417
R <sup>2</sup>	0,423	0,466	0,573
t	3,7342	4,0738	5,0539
n	21	21	21

$$\ln X_2 = \beta_0 + \beta_1 \ln Y$$

	<u>1950</u>	<u>1960</u>	<u>1969</u>
0	- 2,9244	- 3,0990	- 3,2811
1	0,5494	0,5811	0,7236
R <sup>2</sup>	0,397	0,405	0,547
t	3,5399	3,5992	4,7861
n	21	21	21

$$\ln X_3 = \beta_0 + \beta_1 \ln Y$$

	<u>1950</u>	<u>1960</u>	<u>1969</u>
0	- 0,9403	- 1,0160	- 0,8862
1	0,0874	0,1427	0,1275
R <sup>2</sup>	0,075	0,161	0,185
t	1,2416	1,9076	2,0770
n	21	21	21

Para o setor serviços existe uma rotação similar a dos ~~outros~~ dois setores, variando de 0,08 em 1950 para 0,12 em 1969, porém ao contrário dos outros dois setores, para o se tor serviços os coeficientes não são diferentes de zero para um nível de significância de 5%.

Todas estas rotações parecem sugerir um comportamento não linear das equações transversais, e na verdade estimando as equações com um anexamento de um termo quadrático sente-se um salto nos coeficientes de determinação, em certos casos, de 0,4 para cerca de 0,7.

Estimadas desta maneira, as equações mostram uma estimativa das participações setoriais tão boa quanto a das equações "pooled". Inclusive com um poder de explicação que supera esta última para todos os três setores, como pode ser verificado na Tabela V.

Contudo, quando não há estabilidade das equações transversais, não se pode dar credibilidade a este método para suprir a ausência de dados temporais, pois como mostraremos posteriormente, pode haver rotação mesmo na perfeita ausência de mudanças estruturais.

Como último caso de reestimação, analisamos a trajetória temporal dos estados, individualmente.

Ainda aqui persiste o mesmo comportamento anormal para um grande número de estados. Em relação ao encontrado por Jameson, temos mais estados com o sinal dos coeficientes esperados, tanto na indústria como na agricultura, dez contra os nove de Jameson e dez contra sete, respectivamente.

Isto é um fator positivo, pois um estado que a apresenta um comportamento temporal de acordo com o normal, dificilmente, salvo fatores conjunturais extremamente fortes, volta a apresentar anomalias. No entanto, temos contra nós a significância dos coeficientes que é sensivelmente mais fraca do que a de Jameson. Dos 21 estados, apenas 4 têm o sinal correto e são significantes para a agricultura, enquanto apenas três têm o mes



TABELA V

## EQUAÇÕES CROSS SECTIONS

$$\ln X_1 = \beta_0 + \beta_1 \ln Y + \beta_2 (\ln Y)^2$$

	<u>1950</u>	<u>1960</u>	<u>1969</u>
$\beta_0$	- 1,6882	- 2,4080	- 1,8247
$\beta_1$	1,6675	2,5780	1,8040
$\beta_2$	- 0,7001	- 0,9635	- 0,7910
$R^2$	0,7329	0,7274	0,7529
$t_1$	3,0999	2,9208	2,1637
$t_2$	4,5677	4,1530	3,6152
F	49,387	48,035	54,837

$$\ln X_2 = \beta_0 + \beta_1 \ln Y + \beta_2 (\ln Y)^2$$

	<u>1950</u>	<u>1960</u>	<u>1969</u>
$\beta_0$	- 3,2658	- 3,3027	- 3,3223
$\beta_1$	1,0230	0,8129	0,7722
$\beta_2$	- 0,1393	- 0,0627	- 0,0131
$R^2$	0,4168	0,3917	0,5467
$t_1$	1,6178	0,9995	1,0536
$t_2$	0,7731	0,2946	0,0679
F	12,864	11,590	21,711

$$\ln X_3 = \beta_0 + \beta_1 \ln Y + \beta_2 (\ln Y)^2$$

	<u>1950</u>	<u>1960</u>	<u>1969</u>
$\beta_0$	- 0,4898	- 0,5506	- 0,8555
$\beta_1$	- 0,5375	- 0,4025	0,0912
$\beta_2$	0,1838	0,1469	0,0098
$R^2$	0,3265	0,2616	0,1857
$t_1$	2,1603	1,1298	0,3065
$t_2$	2,5927	1,5715	0,1249
F	8,7278	6,377	4,106

mo comportamento para a indústria. Jameson encontrou doze na mesma situação (Veja Tabela VI).

Contudo, se focalizarmos este aspecto de uma perspectiva mais ampla, as coisas não se passam como a primeira vista.

Segundo Jameson, os estados com sinal não esperado não seguiriam, a não ser os de baixa renda, nenhum critério com o tamanho, situação geográfica ou dotação de fatores. Mas, se examinarmos cuidadosamente os casos anômalos, verificamos que a grande proporção deles, mesmo os que são significantes, encontram-se na região Nordeste. Vale notar que não estamos contrariando a afirmativa de Jameson, pois, realmente, mesmo na nossa estimação encontramos casos anômalos para todas as regiões, assim como todos os tamanhos e dotação de fatores. O que estamos colocando aqui é a questão de proporção, pois enquanto para o Centro Sul encontramos um estado com comportamento anormal, para o Nordeste acontece justamente o inverso.

Vendo a questão deste ângulo, parece ser o Nordeste o mais afetado pela atuação comum dos fatores que Chenery chama de universais<sup>9</sup>. Mas se temos em mente o trabalho de Taylor, verificamos ali, que existe uma fase na qual a participação da agricultura cresce atingindo um ápice, depois passando a decrecer.

Se verificamos qual o nível de renda per capita para o qual se concretiza o fenômeno da inflexão, vemos que ele é equivalente a 200 dólares per capita, justamente o nível atingido pelo Nordeste em 1969<sup>10</sup>. Portanto, segundo este raciocínio não estaria havendo, mesmo no caso temporal nenhum desvio, para o Brasil, do comportamento normal do crescimento, ficando os outros casos como as excessões aleatórias.

<sup>9</sup>Chenery, Hollis B. Op. cit. p. 626

<sup>10</sup>Conjuntura Econômica. Rio de Janeiro, FGV., v. 31. n. 7, jul. 1977.

## ESTIMATIVAS DAS ELASTICIDADES-RENDIA

ESTADOS	AGRICULTURA	S	INDÚSTRIA	S	SERVIÇOS	S
Amazonas	0,615258 ( 4,646159)	0,1324	-0,6077 (-2,2943)	0,2648	0,4504 ( 5,1750)	0,0870
Pará	-0,0559 (-0,8456)	0,0662	0,0078 ( 0,0937)	0,0834	0,0122 ( 0,9029)	0,0135
Maranhão	0,2551 ( 4,4139)	0,0577	-0,1931 (-1,4388)	0,1342	-0,2370 (-4,5658)	0,0519
Piauí	0,0372 ( 0,3938)	0,0944	0,0216 ( 0,0555)	0,3906	-0,0726 (-0,9720)	0,0747
Ceará	0,0540 ( 0,6527)	0,0828	0,1588 ( 1,6758)	0,0947	-0,0526 (-112170)	0,0432
Rio G. Norte	0,0362 ( 0,5933)	0,0610	0,0138 ( 0,1815)	0,0764	-0,0347 (-0,6802)	0,0510
Paraíba	0,1683 ( 4,1602)	0,0404	-0,3911 (-5,3724)	0,0728	-0,1482 (-2,6574)	0,0557
Pernambuco	-0,0225 (-0,3204)	0,0705	-0,4566 (-5,4226)	0,0842	0,1568 ( 5,1535)	0,0304
Alagoas	0,2128 ( 3,1187)	0,0682	-0,5597 (-4,8077)	0,1164	-0,0300 (-0,4567)	0,0657
Sergipe	0,2034 ( 4,6982)	0,0433	-1,2862 (-12,08)	0,1063	0,1373 ( 2,9455)	0,0466
Bahia	-0,1861 (-3,1861)	0,0509	0,1193 ( 0,6943)	0,1718	0,1192 ( 3,8696)	0,0308
Minas Gerais	-0,1907 (-2,63)	0,0724	0,0630 ( 0,9341)	0,0675	0,136 ( 2,957)	0,046



(cont.)

ESTADOS	AGRICULTURA	S	INDÚSTRIA	S	SERVIÇOS	S
Espírito Santo	-0,28 (-1,33)	0,21	0,84 ( 2,06)	0,40	-0,26 (-0,15)	0,18
Rio de Janeiro	-0,96 (-6,07)	0,15	0,50 ( 5,14)	0,09	0,136 ( 2,46)	0,05
Guanabara	-0,36 (-0,85)	0,43	3,11 ( 2,74)	1,13	-0,17 (-1,88)	0,09
São Paulo	-1,34 (-5,94)	0,22	0,87 ( 7,53)	0,11	0,008 ( 0,27)	0,03
Paraná	-0,21 (-1,48)	0,14	-0,80 (-5,50)	0,14	1,79 ( 4,79)	0,37
Santa Catarina	0,29 ( 2,81)	0,10	-0,97 (-7,38)	0,13	-0,66 (-5,19)	0,12
Rio G. Sul	-0,10 (-1,35)	0,08	-0,17 (-1,61)	0,10	0,14 ( 2,75)	0,05
Mato Grosso	0,24 ( 2,03)	0,12	-0,55 (-2,72)	0,20	-0,19 (-1,59)	0,12
Goiás	0,02 ( 0,43)	0,06	-0,44 (-2,83)	0,15	0,02 ( 0,18)	0,09

Portanto, também sob este aspecto, estaria justificado o fenômeno da pouca significância de expansão da participação agrícola.

A análise do setor serviços também nos revela alguns aspectos interessantes. Alguns trabalhos sobre o Brasil, como o de Baer<sup>11</sup> e o de Goodman-Cavalcante<sup>12</sup>, parecem sugerir que o grande volume de transferências governamentais para o Nordeste e sua consequente aplicação em saúde e educação, estaria causando uma dilatação anormal do setor serviços. A um nível de significância de 5%, nossas regressões temporais parecem confirmar este fenômeno para quatro estados do Nordeste, o que é uma boa percentagem. Os outros são insignificantes e negativos. No geral o setor serviços, se comparado com os outros dois setores, é o que apresenta melhor performance, pois encontramos oito estados com o comportamento significativamente de acordo com o esperado.

Quanto à anomalia apresentada no setor serviços para estados como Ceará, Maranhão, Rio Grande do Norte e Paraíba (destes estados apenas o coeficiente para a Paraíba é significativa) não causa necessariamente um choque com o que realmente se observa, pois o próprio método de regressão linear pode ter eliminado esta tendência à dilatação do setor serviços nestes estados, sobretudo por esta característica não ter se manifestado uniformemente em todo o decorrer do período sob observação.

No entanto, para o Nordeste como um todo, como veremos mais além, este fato é largamente confirmado pelas pesquisas mencionadas, que têm atribuído ao setor serviços grande parcela no crescimento do seu produto regional.

---

<sup>11</sup> Palestra proferida no CAEN sobre pesquisa a ser publicada por um grupo de trabalho do IBGE.

<sup>12</sup> Goodman, David & Cavalcanti, Roberto. A industrialização do Nordeste. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1971.

## 2.2. Subdividindo a Amostra

Como colocamos anteriormente, a subdivisão de nossa amostra em grupos de características mais ou menos comuns pode levar à observação da atuação de certos fatores, isoladamente sobre o nosso modelo. Concomitantemente a este tipo de estudo, adquirimos meios de avaliar a hipótese de Jameson segundo a qual, o único fator comum aos estados que apresentam comportamento a normal, seria o baixo nível de renda<sup>13</sup>. Posto que uma subdivisão que separasse a amostra por critérios tais como dotação de fatores, população, nível de renda, etc., nos daria uma aproximação do impacto isolado destes fatores no comportamento da estrutura produtiva, será interessante analisá-los em conjunto, para que se tenha uma idéia sobre seus pesos na trajetória do desenvolvimento.

Com este propósito, a primeira subdivisão que empreendemos foi seguindo o critério geográfico, que à primeira vista pode parecer ilógico. Contudo, se analisamos este critério que consiste na separação do país em regiões - Nordeste e os estados restantes - veremos que com pequena discrepância ele vai corresponder ao critério da dotação de fatores, que geralmente é aproximado pela composição do comércio internacional.

Justifica-se esta equivalência pelo fato de que no Brasil só teríamos estados correspondentes àqueles aos quais Chenery-Taylor chamam de "pequenos países", sobre os quais pesa uma grande dependência do comércio internacional. Então a subdivisão da amostra dos estados brasileiros por região demográfica como a que empreendemos, iria corresponder respectivamente aos dois grupos que Chenery-Taylor denominam de "small primary-oriented countries" e "small industry-oriented countries" devido à composição do comércio internacional dos dois grupos<sup>14</sup>.

---

<sup>13</sup>Jameson, Keneth. Op. cit. p. 364.

<sup>14</sup>Chenery, Hollis B. & Taylor, Lance. Op. cit. p. 399-400.



Este tipo de separação também produziria uma confrontação entre a hipótese de Jameson, anteriormente mencionada, e a alternativa do desequilíbrio regional levando a um comportamento anormal.

Vale ressaltar, no entanto, que esta abordagem se tornaria mais coerente se não incluíssemos no grupo dos estados do Centro-Leste os estados que não pertencem ao Nordeste. Contudo, como são poucos estes casos, a visão que pode ser obtida da disparidade do comportamento do Nordeste em relação ao resto do país, nos leva a justificar este procedimento.

Da Tabela VII podemos ver que o grupo que chama mos "resto do país" tem suas regressões tão bem ajustadas como as do Brasil como um todo. Além disso, como para o Brasil, seus coeficientes são bastante próximos daqueles encontrados por Chenery-Taylor para o grupo de "small industry-oriented countries", com a participação da agricultura decrescente e a participação industrial crescendo até um determinado nível de renda, depois passando a decrescer<sup>15</sup>.

Já o Nordeste, além de apresentar um péssimo ajustamento, como podemos verificar pelos valores dos seus coeficientes de determinação, apresenta um comportamento fortemente anormal em relação ao grupo equivalente no trabalho de Chenery-Taylor, que é o grupo dos "small primary-oriented countries". Para este grupo o que se encontra de disparidade em relação ao outro é que a participação da agricultura decresce mais vagarosamente, chegando a um nível de renda de 800 dólares, predominando sobre a participação industrial. Para o Nordeste não se verifica este fenômeno, nem também o de uma participação industrial sempre crescente. O que ocorre aqui é uma participação industrial sempre decrescente.

Este fato está realmente de acordo com as pesquisas para a economia nordestina como a de Goodman e Cavalcante,

---

<sup>15</sup>Chenery, Hollis B. & Taylor, Lance. Op. cit. p. 401.

TABELA VII

## NORDESTE

SETOR	INTERC.	Ln Y	(Ln Y) <sup>2</sup>	Ln N	R <sup>2</sup>	F
X <sub>1</sub>	-0,300	- 0,137 (0,033)			0,07	17,17
X <sub>1</sub>	-0,409	0,377 (0,167)	- 0,542 (0,173)		0,11	13,87
X <sub>1</sub>	-0,076	0,370 (0,154)	- 0,492 (0,159)	- 0,104 (0,017)	0,25	23,19
X <sub>2</sub>	-1,212	0,423 (0,070)			0,14	35,63
X <sub>2</sub>	-1,435	1,486 (0,358)	- 1,118 (0,369)	0,020	0,18	23,10
X <sub>2</sub>	-1,500	1,487 (0,358)	- 1,128 (0,371)		0,18	15,43
X <sub>3</sub>	-0,355	0,025 (0,026)			0,00	0,94
X <sub>3</sub>	-0,223	- 0,602 (0,128)	0,661 (0,132)		0,11	13,04
X <sub>3</sub>	-0,501	- 0,596 (0,115)	0,619 (0,119)	0,087 (0,012)	0,27	25,83

Obs.: Os valores entre parênteses significam desvios-padrões.

TABELA VII  
(cont.)  
RESTO DO PAÍS

SETOR	INTERC.	Ln Y	(Ln Y) <sup>2</sup>	Ln N	R <sup>2</sup>	F
X <sub>1</sub>	-0,511	- 1,238 (0,085)			0,43	210,80
X <sub>1</sub>	-0,800	1,671 (0,462)	- 1,506 (0,235)		0,51	141,17
X <sub>1</sub>	-0,867	1,551 (0,489)	- 1,459 (0,244)	0,039 (0,052)	0,51	94,15
X <sub>2</sub>	-1,304	0,494 (0,067)			0,16	54,37
X <sub>2</sub>	-1,689	1,347 (0,385)	-(0,441 (0,196)		0,18	30,10
X <sub>2</sub>	-2,089	0,636 (0,387)	- 0,160 (0,193)	0,233	0,26	32,83
X <sub>3</sub>	-0,502	0,199 (0,030)			0,13	32,37
X <sub>3</sub>	-00413	0,002 (0,177)	0,102 (0,090)		0,13	21,84
X <sub>3</sub>	-0,341	0,131 (0,186)	0,051 (0,093)	-0,042 (0,020)	0,15	16,21

Obs.: Os valores entre parênteses significam desvios-padrões.



TABELA VII  
(cont.)  
RESTO DO PAÍS

SETOR	INTERC.	Ln Y	(Ln Y) <sup>2</sup>	Ln N	R <sup>2</sup>	F
X <sub>1</sub>	-0,511	- 1,238 (0,085)			0,43	210,80
X <sub>1</sub>	-0,800	1,671 (0,462)	- 1,506 (0,235)		0,51	141,17
X <sub>1</sub>	-0,867	1,551 (0,489)	- 1,459 (0,244)	0,039 (0,052)	0,51	94,15
X <sub>2</sub>	-1,304	0,494 (0,067)			0,16	54,37
X <sub>2</sub>	-1,689	1,347 (0,385)	-(0,441 (0,196)		0,18	30,10
X <sub>2</sub>	-2,089	0,636 (0,387)	- 0,160 (0,193)	0,233	0,26	32,83
X <sub>3</sub>	-0,502	0,199 (0,030)			0,13	32,37
X <sub>3</sub>	-00413	0,002 (0,177)	0,102 (0,090)		0,13	21,84
X <sub>3</sub>	-0,341	0,131 (0,186)	0,051 (0,093)	-0,042 (0,020)	0,15	16,21

Obs.: Os valores entre parênteses significam desvios-padrões.

que constatam um crescimento instável da indústria e a sua ineficiência em relação à indústria do Centro-Leste<sup>16</sup>.

Contudo, não podemos concluir dos nossos resultados, que a inclusão dos estados nordestinos no nosso trabalho seja a principal consequência do seu baixo poder de explicação. O  $R^2$  para o resto do país não sofre alterações sensíveis, em relação ao do Brasil como um todo, do que se conclui que ainda devem existir fatores neste grupo que distorcem a relação correta entre participações setoriais e as variáveis eleitas.

A segunda subdivisão que empreendemos é a que segue o critério do nível de renda. Não tomamos, como Gupta<sup>17</sup>, o nível de renda per capita do país como demarcador, porque ficaríamos com a amostra extremamente reduzida, e isto não daria uma referência correta da suposição de Jameson, segundo a qual, abaixo da mediana da renda estariam os fatores que causariam distorções.

Então, tomando o critério da mediana, inclusive, classificamos a amostra em grupo de "estados ricos", que têm uma renda acima da mediana, e em grupo dos "estados pobres", que são os restantes.

Examinando a afirmativa de Jameson, podemos inferir que este tipo de divisão produziria um comportamento bem mais aceitável para os "estados ricos" do que o encontrado para o Brasil como um todo.

Contudo, pelo exame da Tabela VIII, esta suposição está longe de ser confirmada. Embora o grupo dos "estados pobres" apresente um comportamento mais compatível para a indústria do que o Nordeste, não existem diferenças marcantes no comportamento desses dois grupos. Quanto ao ajustamento, também eles apresentam os mesmos maus resultados.

Na confrontação dos grupos dos "estados ricos" e

---

<sup>16</sup>Goodman, David & Cavalcanti, Roberto. Op. cit. p. 155-85.

<sup>17</sup>Gupta, K. Op. cit. p. 647.

TABELA VIII  
ESTADOS POBRES

SETOR	INTERC.	Ln Y	(Ln Y) <sup>2</sup>	Ln N	R <sup>2</sup>	F
X <sub>1</sub>	- 0,267 (-10,20)	- 0,216 (- 4,612)			0,085	21,27
X <sub>1</sub>	- 0,310 (- 7,51)	- 0,026 (- 0,192)	- 0,166 (- 1,483)		0,094	11,79
X <sub>1</sub>	- 0,102 (- 0,90)	0,054 ( 0,387)	- 0,234 (- 2,009)	- 0,073 (- 2,017)	0,110	9,33
X <sub>2</sub>	- 1,167 (-28,55)	0,293 ( 3,998)			0,065	15,98
X <sub>2</sub>	- 1,274 (-19,51)	0,711 ( 3,349)	- 0,365 (- 2,095)		0,083	10,30
X <sub>2</sub>	- 1,280 (- 7,21)	0,707 ( 3,185)	- 0,361 (- 1,984)	0,003 ( 0,064)	0,083	6,84
X <sub>3</sub>	- 0,374 (-22,36)	0,055 ( 1,845)		0,	0,014	3,40
X <sub>3</sub>	- 0,307 (-11,65)	- 0,204 (- 2,383)	0,227 ( 3,224)		0,057	6,97
X <sub>3</sub>	- 0,480 (- 6,77)	- 0,270 (- 3,058)	0,281 ( 3,879)	0,059 ( 2,618)	0,085	7,05



TABELA VIII

(cont.)

## ESTADOS RICOS

SETOR	INTERC.	Ln Y	(Ln Y) <sup>2</sup>	Ln N	R <sup>2</sup>	F
X <sub>1</sub>	0,569 ( 7,13)	- 1,297 (-14,84)			0,46	220,41
X <sub>1</sub>	- 0,916 (- 4,42)	2,019 ( 4,58)	- 1,732 (- 7,65)		0,56	164,73
X <sub>1</sub>	- 1,070 (- 4,23)	2,008 ( 4,56)	- 1,738 (- 7,68)	0,051 ( 1,093)	0,57	110,30
X <sub>2</sub>	- 1,230 (-20,68)	0,430 ( 6,64)			0,14	44,10
X <sub>2</sub>	- 1,410 (- 8,25)	0,830 ( 2,29)	- 0,210 (- 1,12)		0,15	22,70
X <sub>2</sub>	- 2,110 (-10,77)	0,780 ( 2,31)	- 0,230 (- 1,36)	0,220 ( 6,161)	0,26	30,03
X <sub>3</sub>	- 0,480 (-17,36)	0,170 ( 5,83)			0,11	34,01
X <sub>3</sub>	- 0,308 (- 3,91)	- 0,200 (- 1,23)	0,200 ( 2,32)		0,13	20,01
X <sub>3</sub>	- 0,300 (- 3,09)	- 0,207 (- 1,23)	0,200 ( 2,33)	- 0,002 (- 0,144)	0,14	13,29

resto do país, temos a reprodução do fenômeno anterior sendo inteiramente semelhantes os seus resultados.

Seguindo o comportamento do resto do país, as equações do primeiro grupo não predizem melhor do que as do Brasil como um todo.

Destes resultados se conclui que é inteiramente semelhante subdividir a amostra pelo critério geográfico ou pelo do nível de renda, sendo perfeitamente temerário afirmar que um ou outro critério influi mais negativamente no modelo, pois o que constatamos é uma relação de equivalência.

Finalmente, como último critério para a subdivisão usamos o tamanho do mercado, que é aproximado pela população, recurso usado na maioria dos trabalhos sobre mudanças estruturais.

Como nos referimos no Capítulo 1, tamanho não parece ser um fator a se levar em consideração quando se trabalha com regiões de um mesmo país, onde teoricamente não teríamos barreiras ao livre comércio, não haveria imobilidade dos fatores de produção ou política governamental discriminatória. Na presença destes fatores, torna-se perfeitamente coerente o significado do tamanho do mercado, pois deste vai depender a correta determinação do tamanho da planta a ser alocada em cada região. Inferindo-se daí que o tamanho vai levar a disparidades no tipo de industrialização de cada região<sup>18</sup>.

Como temos largas e claras razões de que estes fatores estão presentes para as regiões do Brasil, este tipo de subdivisão é um excelente caminho para testar esta suposição.

Novamente aqui utilizamos o critério da mediana da população para dividir os estados em grupos de "pequenos" e "grandes estados".

Pelos resultados apresentados na Tabela IX, podemos observar que este critério é o que apresenta melhor ajuste

---

<sup>18</sup>Gupta, K. Op. cit. p. 647.

TABELA IX  
PEQUENOS ESTADOS

SETOR	INTERC.	Ln Y	(Ln y) <sup>2</sup>	Ln N	R <sup>2</sup>	F
X <sub>1</sub>	- 0,33 (- 9,14)	- 0,06 (- 1,14)			0,005	1,305
X <sub>1</sub>	- 0,32 (- 4,14)	- 0,09 (- 0,48)	0,02 ( 0,19)		0,005	0,660
X <sub>1</sub>	- 0,55 (- 3,65)	- 0,15 (- 0,74)	0,06 ( 0,49)	0,08 ( 1,77)	0,019	1,495
X <sub>2</sub>	- 0,89 (-14,96)	- 0,14 (- 1,60)			0,011	2,590
X <sub>2</sub>	- 0,81 (- 6,45)	- 0,36 (- 1,10)	0,15 ( 0,70)		0,013	1,530
X <sub>2</sub>	- 0,80 (- 3,22)	- 0,36 (- 1,07)	0,15 ( 0,68)	- 0,01 (- 0,07)	0,013	1,023
X <sub>3</sub>	- 0,37 (-14,31)	0,02 ( 0,65)			0,001	0,419
X <sub>3</sub>	- 0,58 (-10,84)	0,61 ( 4,35)	- 0,40 (- 4,33)		0,077	9,590
X <sub>3</sub>	- 0,09 (- 0,92)	0,73 ( 5,48)	- 0,49 (- 5,55)	- 0,17 (- 5,83)	0,198	18,650



TABELA IX

(cont.)

## GRANDES ESTADOS

SETOR	INTERC.	Ln Y	(Ln Y) <sup>2</sup>	Ln N	R <sup>2</sup>	F
X <sub>1</sub>	0,08 ( 1,53)	- 0,86 (-14,25)			0,44	203,11
X <sub>1</sub>	- 0,62 (- 8,06)	1,33 ( 6,33)	- 1,40 (-10,77)		0,62	206,25
X <sub>1</sub>	- 1,51 (- 6,61)	0,75 ( 3,04)	- 1,11 (- 7,74)	0,31 (4,11)	0,64	
X <sub>2</sub>	- 1,25 (-41,77)	0,50 ( 14,02)			0,43	196,67
X <sub>2</sub>	- 1,44 (-26,77)	1,09 ( 7,46)	- 0,37 (- 4,11)		0,47	113,04
X <sub>2</sub>	- 1,87 (-11,63)	0,81 ( 4,61)	- 0,23 (- 2,27)	0,15 (2,86)	0,49	80,27
X <sub>3</sub>	- 0,38 (-25,93)	0,10 ( 5,69)			0,11	32,43
X <sub>3</sub>	- 0,25 (- 9,75)	- 0,32 (- 4,68)	0,27 ( 6,34)		0,24	38,86
X <sub>3</sub>	- 0,26 (- 3,32)	- 0,33 (- 3,93)	0,27 ( 5,61)	0,003 (0,14)	0,24	25,81

mento para o Brasil como um todo, sendo seus coeficientes fechadamente de acordo com o encontrado na maioria dos estudos sobre mudanças estruturais.

O grupo dos pequenos estados, semelhante ao encontrado em outras divisões, tem um comportamento claramente anormal chegando a apresentar pior comportamento do que os seus antecedentes, como podemos verificar pelos baixíssimos valores da estatística F.

Se realmente podemos atribuir a algum fator o ajustamento imperfeito do nosso modelo para o Brasil, isto teria que recair, fatalmente, no tamanho do mercado.

Contudo, por uma questão de prudência (e bom senso), é mais conveniente enunciar que os três fatores causam distorções nos resultados do modelo. E, seguramente, podemos afirmar que uma subdivisão da amostra, que levasse em conta estes três fatores, faria ascender a explicação do modelo a cerca de 80 a 90%, com uma forte predominância para o tamanho do mercado.

### 2.3. Causas da Industrialização (I)

Como visto na parte teórica, a variação do modelo feita por Chenery<sup>19</sup> se prestaria a um estudo do valor adicionado pelo setor industrial, com a peculiaridade de se poder distinguir as contribuições de vários fatores à industrialização, como citamos naquela passagem.

Seguindo a metodologia de Chenery, as equações de previsão do valor adicionado podem ser escritas como:

$$\ln V_i = \ln \alpha_{i0} + \alpha_{i1} \ln Y_i$$

onde  $V_i$  é o valor adicionado per capita, assim como  $Y$  representando renda per capita.

---

<sup>19</sup>Chenery, Hollis B. Op. cit. p. 627.

Da mesma maneira, podemos estabelecer uma função para as importações,

$$\ln M_i = \ln \gamma_{i0} + \gamma_{i0} \ln Y_i$$

Porém, como são pouquíssimos os dados sobre importação por região, principalmente para o Nordeste, abandonamos esta equação e na próxima seção daremos uma aproximação do fator que poderia ser extraído desta última equação.

Como mencionamos nas considerações acerca das limitações do modelo, a renda per capita incorporaria, indistintamente, elementos da demanda e da oferta<sup>20</sup>. Uma vez que a proporção dos fatores, assim como a demanda, variam quando a renda aumenta, Chenery acha mais justo que se interprete as derivadas de  $\ln V_i$  em relação às variáveis independentes, como as taxas de crescimento. Mas, um ou outro método de interpretação, não desvirtuaria a questão, pois inclusive matematicamente, para este tipo de função, os conceitos se confundem.

Para a percepção das particularidades do processo de industrialização, Chenery divide a indústria em grupos de bens<sup>21</sup>. Fazemos o mesmo para o Brasil, porém, com o fito de dividir as particularidades inter-regionais. Como geralmente se espera que o Nordeste apresente um comportamento diferente de forma de industrialização em relação ao Centro-Sul, empreendemos o mesmo estudo para as regiões, separadamente, com a finalidade de realçar as discrepâncias individuais.

Dividimos a indústria de transformação por classes de bens de investimento, consumo e intermediários. Contudo, algumas alterações devem ser notadas; no Brasil, devido à variação de definição do valor adicionado, de ano para ano, é preferível

---

<sup>20</sup>Chenery, Hollis B. Op. cit. p. 631.

<sup>21</sup>Id., ibid. p. 637.



vel usar em seu lugar, o valor da transformação industrial, pois o que se ganha em informação não é desperdiçado na alteração, pois ambas as definições estão bastante próximas. Ao mesmo tempo, por uma questão de simplificação, fizemos a compatibilização dos 21 setores atuais para a classificação de 1940, que perfaz apenas 14 setores industriais.

As equações foram estimadas como um "pool", a preços de 1953, tomando os anos do Censo Industrial de 1940, 50, 60 e 70. Os resultados podem ser analisados na Tabela X.

De acordo com o trabalho de Chenery, a taxa de crescimento, ou elasticidade-renda, dos bens de investimento, em relação à dos bens de consumo, deveria guardar a mesma proporção existente entre os conceitos semelhantes, para a indústria e a agricultura. E é esse estado de coisas que é verificado no seu trabalho. Entretanto, para o Brasil não se verifica este fenômeno, nem para o Centro-Leste nem para o Nordeste, com a taxa de crescimento das indústrias de bens de consumo excedendo, nos dois casos, à das indústrias de bens de investimento.

Contudo, para o Nordeste o desempenho é menos favorável pois, além de um baixo crescimento da indústria de bens de investimento, ocorre fenômeno semelhante para a indústria de bens intermediários, o que não se verifica para o Centro-Leste, onde existe uma maior progressão dos bens intermediários.

Em resumo, o fato de um crescimento menor da indústria de bens de investimento resulta em um menor dinamismo do setor industrial. De onde poderia se extrapolar, já que o mesmo fenômeno ocorre para as duas regiões, que o desempenho industrial do Nordeste não diferiria muito em substância, do desempenho do Centro-Leste. Porém, uma limitação deve ser feita para o Nordeste. Devido ao alto índice de observações perdidas para a indústria de bens de investimento do Nordeste no início do período, pode estar ocorrendo uma superestimação do coeficiente deste setor, pois o que a experiência mostra é que há um predomínio marcante durante todo o desenvolvimento industrial do Nordeste, do

## TABELA X

## NORDESTE

INVESTIMENTO ( $V_1$ )

	INTERC.	Ln Y	Ln N	$R^2$	F
$V_1$	- 7,5 (- 4,3)	1,67 (2,55)	0,79 (2,74)	0,39	10,77

INTERMEDIÁRIO ( $V_2$ )

	INTERC.	Ln Y	Ln N	$R^2$	F
$V_2$	- 1,23 (- 1,15)	1,82 (4,52)	- 0,08 (- 0,45)	0,39	10,94

CONSUMO ( $V_3$ )

	INTERC.	Ln Y	Ln N	$R^2$	F
$V_3$	- 2,52 (- 1,77)	1,85 (3,47)	0,10 (0,44)	0,31	7,60

Obs.: Os valores entre parênteses são estatísticas t.

## TABELA X

(cont. )

## CENTRO - SUL

INVESTIMENTO ( $V_1$ )

	INTERC.	Ln Y	Ln N	$R^2$	F
$V_1$	- 7,07 (- 4,02)	1,30 (2,85)	0,81 (2,91)	0,45	11,95

---

INTERMEDIÁRIO ( $V_2$ )

	INTERC.	Ln Y	Ln N	$R^2$	F
	- 3,63 (- 2,13)	1,60 (3,61)	0,28 (1,06)	0,38	9,11

---

CONSUMO ( $V_3$ )

	INTERC.	Ln Y	Ln N	$R^2$	F
	- 3,12 (- 2,84)	1,38 (4,84)	0,23 (1,36)	0,52	16,15

---

Obs.: Os valores entre parênteses são estatísticas t.



setor de bens de consumo sobre o de bens de investimento. E aquele resultado contradiria este.

Para as duas regiões não parece haver uma comprovação da Lei de Engel, segundo a qual, a composição da demanda mudaria em depressão dos alimentos. Este fato parece ser justificado pelo baixo índice de renda do Brasil e sua alta concentração, o que faz com que uma grande parcela da comunidade tenha condições de demandar apenas os bens mais necessários sem nenhuma capacidade de poupar.

#### 2.4. Causas da Industrialização (II)

Seguindo a linha de análise da contribuição de diversos fatores ao crescimento, aplicamos agora para o Brasil a mesma análise processada por Chenery para a economia japonesa<sup>22</sup>.

Por se tratar de países que passaram de uma fase que Rostow chamaria de tradicional para o bloco de países intermediários ou emergentes, algumas conclusões interessantes podem ser extraídas dos dois modos como se desenvolveram estas sociedades.

Para uma melhor compreensão da análise a ser empregada, será de utilidade um exemplo didático apresentado por Chenery em seu trabalho, e é necessário que se tenha em mente que toda a teoria requerida para esta fase encontra-se resumida da equação 24 a equação 36 do Capítulo 1.

Consideremos dois períodos distintos de uma economia, com apenas dois setores onde as respectivas matrizes de insumo-produto são dadas por:

$$T^1 = \begin{vmatrix} 0 & 0,5 \\ 0,25 & 0 \end{vmatrix}$$

$$T^2 = \begin{vmatrix} 0 & 0,4 \\ 0,3 & 0 \end{vmatrix}$$

<sup>22</sup>Chenery, Hollis B. The Pattern of Japanese growth. Econometrica, 30(1): 98-139, jan. 1962

Consideremos também conhecidas a demanda total e sua composição para os dois períodos, como podemos observar na Tabela XI.

A análise destes efeitos resume-se em duas etapas simples: primeiramente a taxa de aumento na demanda doméstica do período 1 para o 2 é  $\theta = 480/300 = 1,6$ . Se multiplicamos cada elemento do período por este coeficiente (esses valores aparecem entre parênteses) isto dá a taxa à qual a demanda cresceria se tivéssemos uma expansão proporcional. Os desvios deste crescimento proporcional são apresentados nas duas últimas colunas.

A segunda etapa é a mera análise destas mudanças. Substituindo na equação (36) os valores dos desvios temos condições de interpretar a contribuição individual de cada fator ao crescimento do produto, o que pode ser visto na tabela (parte inferior).

No entanto, vale ressaltar que este método de análise não está a salvo de críticas, às vezes procedentes como a que aqui transcrevemos.

Temos pela formulação de Chenery que  $\sum R_{ij} M_{ij}^{12}$  mediria o efeito da substituição de importações, e esta medida peca por não considerar os efeitos secundários desta substituição de uma indústria, por exemplo, para outras indústrias relacionadas com sua produção, que por sua vez têm outras correlatas e assim por diante. Desta maneira a medida de Chenery subestimaria o efeito real da substituição de importações.

Todas as fragilidades e correções necessárias a esta medida são demonstradas nos artigos de Morley-Smith<sup>23</sup> e William Tyler<sup>24</sup> e, para não super-posicionar raciocínios, anali

<sup>23</sup> Morley, Samuel A. & Smith, Gordon W. On the measurement of import substitution. American Economic Review, Stanford, 60 (4):728-35, sept. 1970.

<sup>24</sup> Tyler, William G. A substituição de importação e expansão da exportação como as "Fontes" de crescimento industrial no Brasil. Estudos Econômicos, São Paulo, IPE-USP, 3(2):85-102, aug. 1973.

TABELA XI  
UM EXEMPLO DIDÁTICO

ELEMENTOS	PERÍODO 1		PERÍODO 2		DESVIOS	
	SETOR 1	SETOR 2	SETOR 1	SETOR 2	SETOR 1	SETOR 2
01. Matriz de Leontief	1,00 0,25	0,50 1,00	1,00	0,40 -1,00		
02. Demanda Interna (Y)	200	100	280 (320)	200 (160)	- 40	40
03. Exportações (E)	74,5	0	0 (119,4)	110 (0)	-119,4	110
04. Importações	45,4	29,3	72 (72,6)	38 (46,9)	- 0,6	- 8,9
05. Mudanças tecnológicas (T)					- 23,4	24,2
06. Produção (X)	302,5	146,4	360 (483,9)	380 (234,2)	-123,9	145,8
Análise das Mudanças						
07. Inversa da matriz de Leontief $(I - A)^{-1}$			1,136 0,341	0,455 1,136		
08. Efeito da demanda interna					- 27,3 (22%)	- 31,8 (22%)
09. Efeito das exportações					- 85,7 (68%)	84,3 (58%)
10. Efeito das importações					4,7 (-4%)	10,3 (7%)
11. Efeito das mudanças tecnológicas					- 15,6 (13%)	19,5 (13%)
12. Efeito autônomo total					-123,9	145,9

FONTE: Hollis B. Chenery, Shuntaro Shishido e T. Watanabe, "The Pattern of Japanese Growth 1914-1954" Econométrica, Vol. 30, nº 1 (Jan 1962) p.98-129.



saremos todos os efeitos sobre o crescimento brasileiro e indicaremos, em particular, os resultados obtidos pelos autores citados que são sem dúvida mais exatos do que os conseguidos com a medida que adotamos.

Pela precariedade dos dados no caso brasileiro tomamos apenas a indústria de transformação para analisarmos os efeitos dos fatores autônomos sobre o seu crescimento durante a década 60/70.

Para efeito de análise usamos as matrizes de insumo-produto fornecidas pelo IPEA (1959) e pelo Banco Central (1971). Estas matrizes foram compatibilizadas para dezoito setores da indústria de transformação, como são listados adiante. Deve-se notar que para evitar o problema de deflacionamento dos valores do comércio exterior, o que levaria a sérios problemas, trabalhamos nesta fase com todos os valores a preços constantes.

Como pode ser verificado pelos resultados da Tabela XII na indústria de transformação, apenas três ramos excedem um crescimento proporcional que são as indústrias do fumo, gráfica e mecânica. Na verdade estas indústrias têm se revelado extremamente rentáveis no Brasil.

No exame separado das contribuições dos fatores autônomos para um crescimento proporcional os resultados estão semelhantemente de acordo com as observações anteriormente feitas. Apesar da nossa medida da substituição de importações ter várias falhas, como frisamos anteriormente, seus resultados pelo menos em sinal concordam com os obtidos por Tyler<sup>25</sup> e Morley-Smith<sup>26</sup>, o que é mais uma razão para se acreditar que realmente não houve substituição de importações na década 60/70. Logicamente a sua contribuição para o desvio da produção sobre a proporcionalidade foi negativo.

---

<sup>25</sup>Tyler, William G. Op. cit. p. 90-91.

<sup>26</sup>Morley, Samuel A. & Smith, Gordon W. Op. cit. p. 73.

TABELA XII  
EFEITOS DOS FATORES AUTONOMOS

	DEMANDA INTERNA	EXPORTAÇÃO	IMPORTAÇÃO	MUDANÇAS TECNOLÓGICAS	PRODUÇÃO
Minerais não Metálicos	429969,33	6749375,99	- 411264,56	3203487,09	- 3276243,74
Metalúrgica	177963,09	21261810,63	-1148977,76	699065,32	- 6378526,26
Mecânica	2235204,55	20189457,82	-2234300,19	2417013,42	291973,00
Material Elétrico	- 556187,74	12599223,84	- 923378,73	1884869,68	- 6257022,27
Material de Transporte	-1299575,90	13484760,18	-1042160,86	1897691,16	-10414792,70
Madeira	149671,50	12134177,37	- 407432,60	1378506,20	- 2918222,09
Mobiliário	132327,35	8625125,51	- 729959,64	1319228,93	- 3635027,06
Papel e Papelão	41387,86	7217834,72	- 656841,05	4395650,38	- 3494708,58
Borracha	- 209424,14	9615961,50	-1142598,67	1965963,29	- 5251473,92
Couros e Peles	- 235191,11	12276289,23	- 953325,93	2235738,54	- 4252723,58
Química	- 259701,83	54192119,70	-6990637,04	14063045,48	-27105303,39
Textil	-1517806,56	21642651,72	-1324168,74	4054276,16	-14717034,79
Vestúários e Calçados	- 535419,59	21904620,70	-1239489,99	4117386,03	- 9169203,51
Alimentos	-1059232,50	95684710,31	-1927543,60	44498801,60	-166225466,87
Bebidas	- 259021,68	5945935,63	- 263308,68	14398953,58	-24228254,35
Fumo	- 27620,32	1332649,57	- 115602,17	-2324385,14	6791915,02
Editorial e Gráfica	831874,47	4706541,80	- 396205,72	- 949427,84	204173,04
Diversos	470286,66	9278201,18	- 826453,31	7955668,68	- 3403159,66



O efeito da expansão das exportações sobre o crescimento das indústrias analisadas foi satisfatório, o que também está consoante com os resultados da pesquisa de Tyler que abrange o período 64/69.

Já o efeito da componente demanda doméstica para o crescimento é extremamente variado dentre os diversos ramos, não concordando, em absoluto, com o estudo de Tyler para o período supracitado.

Finalmente, vale salientar que o efeito total sobre a produção não se decompõe exatamente na soma dos efeitos dos fatores utilizados. Mas isto é explicável pela interrelação existente entre o grande número de setores utilizados na análise, não deixando entrever um encaixamento tão simples como o que foi mostrado no exemplo didático do início da seção. Mas, mesmo sem este encaixamento, a análise vale como uma primeira aproximação do comportamento dos fatores autônomos sobre o crescimento.

É bom que se observe que apenas dois ramos da nossa indústria, o do fumo e o de editorial e gráfica sofrem uma variação tecnológica positiva (a interpretação é contrária ao sinal) e neste caso não há nenhuma anormalidade. No entanto, os outros ramos sofrerem uma variação negativa pode estar associado ao fato do uso de preços correntes na nossa análise e a mera subida dos preços dos insumos numa proporção maior do que os preços dos produtos pode conduzir a um viés neste tipo de interpretação.

## 2.5. Um Teste de Conformidade

Embora existam evidências de similaridades no comportamento do crescimento visto temporal ou transversalmente, não existe nada definitivo para que se julgue equivalente ou não os dois métodos. Como frisamos anteriormente, juízos definitivos ainda despertam controvérsias e só o constante depuramento dos resultados empíricos trará à tona a perspectiva justa do problema.



Como foi prometido anteriormente, tentaremos dar uma idéia da proximidade dos dois métodos para o caso brasileiro. A linha básica do trabalho para esta fase será a do trabalho de Gregory-Griffin<sup>27</sup>, devido a sua maior conclusividade e operacionalidade em relação aos outros trabalhos que tratam do mesmo aspecto<sup>28</sup>.

Para a nossa avaliação realizaremos três testes principais, a saber:

- a) um teste da homogeneidade dos coeficientes estimados temporal e transversalmente por equações de diferenças primeiras;
- b) a análise dos coeficientes estimados temporalmente para todos os estados e,
- c) a investigação da estabilidade de "cross-section" em alguns pontos do tempo.

Estes três testes nos fornecerão uma idéia completa da compatibilidade dos dois métodos.

Para o primeiro teste usamos o procedimento de Houthakker no seu estudo do mesmo aspecto desta questão para a estimação da função consumo, transformando a nossa equação inicial:

$$(1) \ln X_{jt}^k = \alpha_i + \beta_i \ln Y_{jt}^k$$

onde  $k = i, p, s$

$j = 1, \dots, 21$

$t = 1, \dots, 22$  períodos

<sup>27</sup> Gregory, P. & Griffin, K. Secular versus cross-section pattern; a controversy. The Review of Economics and Statistics, Cambridge, 56(3) : 360-68, aug. 1974.

<sup>28</sup> Temin, Peter. A time-series test of patterns of industrial growth. Economic Development and Cultural Change, Chicago, 15(2) : 174-82, jan. 1967.

Numa equação de diferenças primeiras;

$$(2) \quad \Delta \ln X_{jt}^k = \alpha_i + \beta_i \Delta \ln Y_{jt}^k$$

Somando esta equação em  $t$  e dividindo por  $T$ , temos

$$(3) \quad \overline{\Delta \ln X_j^k} = \alpha_i + \beta_i \overline{\Delta \ln Y_j^k}$$

Subtraindo (3) de (2), vem

$$(4) \quad \Delta \ln X_{jt}^k - \overline{\Delta \ln X_j^k} = \beta_{i1} (\Delta \ln Y_{jt}^k - \overline{\Delta \ln Y_j^k})$$

onde os  $\Delta$ 's significam diferenças primeiras e os termos com bar ras médias para o estado durante todos os anos (vale lembrar que a variação de "j" só vai agora até 21).

Esta equação dilui as diferenças entre os estados e pode ser vista como explicando o comportamento temporal dentro dos estados trabalhando como um coeficiente comum.

Os termos médios, que na verdade são taxas médias de crescimento, dão origem a outra equação comparável com a pri meira:

$$(5) \quad \overline{\Delta \ln X_j^k} = \beta_{i2} \overline{\Delta \ln Y_j^k} \quad ^{29}$$

Enquanto aquela trabalha para explicar as diferenças dentro dos estados, esta é uma equação transversal pura, pois trabalha com as médias sobre todo o período e vai explicar as diferenças en tre os estados.

Dadas estas duas equações podemos testar a homoge neidade das duas abordagens, simplesmente comparando "B<sub>1</sub>" com "B<sub>2</sub>".

O procedimento estatístico para um teste deste ti

---

<sup>29</sup>Gregory, P. & Griffin, K. Op. cit. p. 367.

po é delineado considerando uma regressão sobre uma amostra de "n" observações.

$$Y_i = B_1 + B_2 X_{i2} + B_3 X_{i3} + \dots + B_k X_{ik} + e_i$$

Agora suponhamos que obtemos "m" novas observações adicionais e queremos testar s uma regressão sobre estas observações

$$Y_i = \alpha_1 + \alpha_2 X_{i2} + \alpha_3 X_{i3} + \dots + \alpha_k X_{ik} + e_i$$

é equivalente à primeira, então nossa hipótese nula será

$$H_0 = B_1 = \alpha_1, B_2 = \alpha_2, \dots, B_k = \alpha_k$$

e o nosso teste será obtido aplicando uma regressão sobre o con junto de todos os dados, obtendo uma razão semelhante a

$$\Lambda = \frac{(SSE_T - SSE_n - SSE_m)/k}{(SSE_n + SSE_m)/(n + m - 2k)}$$

onde "n" se refere à primeira regressão, "m" à segunda e "T" à regressão sobre todos os dados.

(Sabe-se que  $\Lambda$  tem uma distribuição aproximada da  $F(k, n + m - 2k)$ .<sup>30</sup>

Para o Brasil não procedemos nenhuma desagregação, tomando os três setores como um todo. Os dados para este primei ro teste são fornecidos pela Tabela XIII.

Como pode ser visto não há a mínima compatibilida de entre os dois métodos para nenhum dos três setores. Chegando os valores de "F" calculado a exceder largamente o "F" tabelado,

<sup>30</sup> Kmenta, Jan. Elements of econometrics. New York, McMillan, 1971 p. 347-408.



TABELA XIII  
TESTE DE GREGORY-GRIFFIN

	S	S	S
Eq. 1	- 0,76	- 0,41	- 0,10
Eq. 2	- 0,14	- 0,17	- 0,15
Eq. 3	- 0,35	- 0,48	- 0,21

---

	Graus de Lib.	Agric.	Ind.	Serv.
SQT	462	57,72	32,38	57,23
SQD	420	8,40	5,34	11,37
SQE	21	0,006	0,011	0,014
SQRT	462	36,60	23,61	26,99
SQRD	419	7,75	5,22	10,69
SQRE	20	0,005	0,009	0,019
SQRDDR	1	28,84	18,38	19,29
QME		0,018	0,012	0,025
QMDDR		28,84	18,38	19,29

F calc.	1602	1531	771
---------	------	------	-----

F tab. = 6,63

o que é uma evidência inequívoca da desigualdade entre os dois coeficientes.

O outro teste realizado foi o da estabilidade das equações transversais, onde foi usada apenas a análise de covariância para o teste de desigualdade através do tempo. Pelos resultados da Tabela XIV podemos constatar que os coeficientes para os três setores são claramente divergentes através do tempo. Contudo, se levarmos em consideração que o "F" calculado deve exceder em pelo menos quatro vezes o tabelado, estaria à parte desta rotação o setor serviços.

Seria a rotação das equações indicativas de mudanças estruturais na economia brasileira?

Aqui devem ser lembrados dois pontos que têm estreita conexão com o caso brasileiro.

Kuznets acredita que estabilidade das equações transversais através do tempo pode ser um indicador da compatibilidade dos dois métodos. Todavia, para que isto aconteça, as diferenças iniciais na estrutura produtiva das unidades observadas devem ter sido diluídas, o que requereria tempo suficientemente longo. Só desta maneira, instabilidades nas equações transversais serão indicativas de transferências no comportamento temporal, causadas por mudanças em gosto, tecnologia e instituições.

Já Gregory-Griffin concluem que o processo de crescimento econômico não esmaece rapidamente as diferenças entre países e diferenças de intercepto assim como a instabilidade da variância da variável independente, que refletiriam as diferenças de estrutura, levariam a rotações mesmo na ausência de qualquer mudança estrutural, como mostraremos a seguir.

Suponhamos que estimamos uma equação transversal com k países (ou estados) de baixa renda com interceptos comuns e k países de alta renda também com interceptos comuns, como o seguinte modelo

$$Y_{jt} = \beta_{it}X_{it} + \beta_{2t} + \mu_{jt} \quad \begin{array}{l} j = 1, \dots, 2k \\ t = 1, \dots, T \end{array}$$

TABELA XIV  
 TESTE DE ESTABILIDADE  
 "Cross-Sections"

	AGRICULTURA	INDÚSTRIA	SERVIÇO
1949	$\Sigma e_i^2 = 1,14$	$\Sigma e_i^2 = 0,69$	$\Sigma e_i^2 = 0,08$
1959	$\Sigma e_i^2 = 1,37$	$\Sigma e_i^2 = 1,00$	$\Sigma e_i^2 = 0,08$
1970	$\Sigma e_i^2 = 1,76$	$\Sigma e_i^2 = 0,36$	$\Sigma e_i^2 = 0,10$

"POOLED"

$$\Sigma e_i^2 = 12,70 \quad \Sigma e_i^2 = 2,73 \quad \Sigma e_i^2 = 0,20$$

$$F_{\text{agricultura}} = \frac{12,70 - (1,14 + 1,76)}{(1,14 + 1,76)/40} = \frac{9,8}{0,07} = 140$$

$$F_{\text{indústria}} = \frac{2,73 - (0,69 + 1,00)}{(0,69 + 1,00)/40} = \frac{1,04}{0,04} = 26$$

$$F_{\text{serviço}} = \frac{0,21 - (0,08 + 0,10)}{(0,08 + 0,10)/40} = \frac{0,03}{0,004} = 7,5$$



Para que a especificação fosse razoável deveríamos acrescentar

$$\beta_{2t} \delta_j, \quad \text{onde } \delta_j = \begin{cases} 1 & \forall j = 1, \dots, k \\ 0 & \forall j = k+1, \dots, 2k \end{cases}$$

Contudo, se as diferenças de intercepto não são permitidas, a estimativa será viesada, e pode ser escrita como

$$E(b_{it}) = \beta_1 + \rho_{1t} \beta_2, \quad \text{onde}$$

$$\begin{aligned} \rho_{1t} &= \frac{1}{\sum_{j=1}^{2k} (X_{jt} - \bar{X}_t)^2} X_{1t} - \bar{X}_t \dots X_{2k}, \quad t - \bar{X}_t \begin{matrix} 1/2 \\ \vdots \\ 1/2 \\ \vdots \\ 1/2 \\ \vdots \\ 1/2 \end{matrix} = \\ &= \frac{1}{\sum_{j=1}^{2k} (X_{jt} - \bar{X}_t)^2} \frac{1}{2} \sum_{j=1}^k (X_{jt} - \bar{X}) - \frac{1}{2} \sum_{j=1}^k (X_{jt} - \bar{X}) < 0^{31} \end{aligned}$$

(pela suposição da alta e baixa renda).

Se a variância é instável o denominador da última expressão não se manterá constante, o que implicará em subestimação ou superestimação de  $B_1$ . E este parece ser o caso no Brasil, onde os dados não parecem mostrar mudanças nas disparidades regionais.

<sup>31</sup>Gregory, P. & Griffin, K. Op. cit. p.367

## CAPÍTULO III

### 3. OBSERVAÇÕES SOBRE A QUALIDADE DOS DADOS, CONCLUSÕES

#### 3.1. Qualidade dos Dados

Se o modelo teórico sugerido em nosso trabalho me rece severa cautela quanto à sua utilização, muito menos infensa a limitações se encontra a qualidade dos dados.

Poderíamos falar indefinidamente sobre as reservas que se atribui à contabilidade nacional. Porém, envidar esforços neste caminho não acrescentaria muito às contribuições específicas sobre esta matéria. Portanto, pretendemos nos ater apenas a fatos mais concretos, pertinentes às estatísticas brasileiras, tentando fazer a ligação com críticas mais gerais quando se fizer necessário.

Tudo o que foi afirmado no segundo capítulo foi apoiado, implicitamente, pela suposição de fidedignidade dos dados utilizados. No entanto, temos largas razões para acreditar que a qualidade dos dados da F.G.V. está seriamente comprometida.

O que nos move a esta última afirmativa é o fato de se constatar frequentes contradições entre aspectos diretamente observáveis e os resultados do nosso modelo, que mostram uma participação da agricultura sempre crescente para a maioria dos estados nordestinos. Tentamos, a seguir, dar uma idéia destas contradições.

Pode ser notado, para vários estados nordestinos, indícios de uma crescente industrialização, acarretando uma participação crescente deste setor. Um exemplo mais vistoso deste fenômeno ocorre para o estado de Pernambuco. Entretanto, os resultados do modelo não deixam entrever, nem mesmo para este estado uma participação crescente do setor industrial.

Também no setor serviços existem claras indicações, citadas pela maioria dos trabalhos sobre o Nordeste, de que

este setor tem sido o mais dinâmico da economia nordestina no mesmo intervalo por nós analisado. Embora os nossos resultados não contradigam este fenômeno diretamente, a conjugação desta observação com a anterior não deixaria margem a um aumento da participação agrícola.

Pelo lado do comércio interregional, para que houvesse consistência no aumento da participação agrícola, deveria ter se verificado um acréscimo das importações de manufaturados para o Nordeste, bem como, um aumento das suas exportações de bens primários. Contudo, embora tendo sido verificado o primeiro caso, observa-se um declínio nas exportações agrícolas do Nordeste para o resto do país. Notando-se até mesmo um aumento nas importações de bens primários.<sup>32</sup>

Neste ponto poderia se tentar justificar este declínio das exportações primárias como compensado pelo aumento da demanda interna, que estaria sofrendo o efeito das transferências de renda. Contudo, contra este fato podemos exibir os resultados de pesquisas realizadas sobre comunidades nordestinas de baixa renda, que têm mostrado uma elasticidade-renda para os bens agrícolas situada abaixo da unidade.<sup>33</sup> Com maior razão podemos atribuir uma elasticidade bem menor para comunidades de rendas mais altas. Disso tudo, conclui-se que não há nenhum efeito positivo para o crescimento da participação da agricultura pelo lado da elasticidade-renda dos bens primários.

No próprio setor agrícola podemos localizar fatos contraditórios com uma participação ascendente. Entre estes podemos verificar que não houve aumento na sua produtividade, chegando a verificar-se, até mesmo, um ligeiro declínio. Também não houve nenhum aumento sensível da área cultivada, com a exclusão

---

<sup>32</sup> Rosa, Antonio L. Teles. Op. cit. p. 23.

<sup>33</sup> Tavares, Agamenon & Ward, John. Nutrição, renda e tamanho da família; um exame da situação em Canindé-Ce, Fortaleza, BNB 1977.



dos estados do Maranhão e Piauí. E não houve, inclusive, nenhum incentivo para estas alterações por parte do menanismo de preços.

Todos estes aspectos mencionados parecem, conjuga dos, excluir qualquer possibilidade de correção nos resultados do modelo. A única resposta cabível para estas contradições parece ser a qualidade dos dados. Portanto a hipótese fundamental a ser testada neste capítulo é o comprometimento dos nossos resultados via dados incorretos.

Antes, porém, de adentrar nesta demonstração colo caremos uma crítica de Temin<sup>34</sup> que tem grande ligação com a for ma de utilizar os dados no nosso trabalho.

Em estudos transversais sobre mudanças na estrutu ra produtiva, Temin observa que a participação setorial tem sido medida pela razão entre o valor adicionado por setor e a renda nacional, medida a preços de cada país, sem que haja nenhuma cor reção para as variações de preços de país para país. Contudo, a variável explanatória, que é a renda per capita, tem sido medida sobre uma mesma base a dólares constantes de 1953. Este tipo de medida, conclui Temin, produz mais ou menos o mesmo erro que tra balhar com séries temporais de um mesmo país a preços constantes. Ambos os procedimentos são passíveis dos efeitos nas mudanças de preços - internacional ou temporal.

Para o Brasil ocorre fenômeno semelhante. Embora tanto as participações setoriais como a renda per capita tenham sido medidas sobre uma mesma base, cruzeiros constantes de 1953, o índice utilizado para a deflação deve introduzir tendenciosa des na mensuração. Sem apelar para as possíveis fragilidades do índice de preços, devemos notar que à falta de índices regionais

---

<sup>34</sup> Temin, Peter. A time-services test of patterns of industrial growth. Economic Development and Cultural Change, Chicago, 15(2):174-82, jan. 1967. Ver também Baer, Werner. Aprecia ção crítica sobre as contas nacionais e outras estatísticas econômicas brasileiras. "Apêndice 1". In: ——— A industria lização e o desenvolvimento econômico no Brasil. Rio de Ja neiro, FGV, 1966. p. 214-27.

trabalha-se com o índice de preços por atacado, da Fundação Getúlio Vargas, para o Brasil como um todo. Este tipo de índice deve estar levando a dois vieses principais: primeiro a variação de preços de setor para setor é completamente diversa; então, se almejássemos uma medida justa, deveríamos construir índices de preços setoriais. O segundo tipo se prende ao fato de que devido o índice da Fundação se basear apenas em amostras de preços do Rio, Porto Alegre e São Paulo, a variação interregional de preços, que é indiscutível, leva a fenômeno semelhante àquele citado por Temin. Também neste caso, se desejássemos equilíbrio de medida, deveríamos criar índices de preços regionais. Aqui o tipo de viês que deve estar sendo introduzido é para cima. Pois é de fácil constatação que tanto os preços dos bens agrícolas como dos bens industriais são bem mais elevados no Nordeste do que nas capitais que se prestaram com base do índice.

Porém, esta é uma crítica genérica a todos os trabalhos que usam este tipo de medida e não tem causado sérios transtornos ao comportamento esperado das unidades. Aqui também espera-se que este fato não seja o principal responsável pelo comportamento anormal, mas fica a advertência para futuros trabalhos.

Feita esta advertência, seria útil dar uma visão geral, não de como são calculados os dados, pois isto foi feito por Baer<sup>35</sup>, mas de pontos específicos de estimação que podem lançar alguma luz sobre o problema.

O critério para o cálculo dos valores em questão não é único e varia, geralmente, de acordo com a disponibilidade dos dados.

Para a regionalização, por exemplo, a metodologia consiste basicamente em se elaborar coeficientes representativos da participação dos diversos setores a partir de dados estimados a nível nacional. Todavia, quando se dispõe de meios o caminho

---

<sup>35</sup>Ver nota anterior.



percorrido é inverso. Facilmente podemos entrever desta forma de procedimento as falhas introduzidas nos dados, pois em resumo o que se está fazendo é atribuir-se pesos às regiões, geralmente sem um conhecimento prévio.

Para a obtenção da renda setorial repete-se, aproximadamente, a mesma sistemática da regionalização. Para o setor primário os dados, que se referem tão somente ao valor da produção, foram calculados a partir de regiões fisiográficas, permitindo de sua agregação, chegar ao total do Brasil.

Para o setor secundário, especialmente para a indústria extrativa e de transformação, o cálculo foi efetuado a partir dos dados elaborados a nível nacional, aplicando-se sobre eles coeficientes baseados em elementos das tabulações especiais do censo industrial de 1970.

Para o setor primário os dados fornecidos pela Fundação, e utilizados no nosso trabalho, estão sem a dedução do consumo intermediário. Para o setor industrial os dados não trazem incluso a renda das empresas de construção civil e a renda das empresas estatais.

Destes fatos, facilmente, se percebe que a renda da agricultura está sendo superestimada enquanto está havendo uma subestimação para o setor industrial. E o mais importante desta questão não é o problema estático e sim o problema da difusão destes vieses através do tempo. Pois se espera que com o aumento da renda global haja um aumento da participação das empresas governamentais assim como um aumento na importância dos insumos intermediários para a agricultura.

Acreditamos que a superestimação da agricultura para o Centro-Leste não cause grandes transtornos, como pode ser verificado pelos resultados do modelo. Contudo, para o Nordeste, onde a industrialização é bem mais incipiente, deve estar havendo uma concorrência para o comportamento anormal.

Outro fato que concorre para uma elevação anormal da participação da agricultura na renda do Nordeste é a sistemá



tica de recolhimento dos dados.

Observamos, no caso do Ceará, que houve um salto brusco na produção agrícola de alguns municípios, reconhecidamente estagnados, sem nenhum aumento da área cultivada. Para checar estes fatos, resolvemos entrevistar os funcionários do IBGE, responsáveis pela coleta dos dados nesta época que foi mais ou menos 1964.

Das entrevistas realizadas, todos atestaram uma mudança na metodologia no recolhimento dos dados, pois a partir dessa época passou-se a incorporar a produção das pequenas propriedades, o que não era feito até esta época.

Na Tabela XV, fornecemos alguns exemplos deste fenômeno, do qual podemos ter uma visão bem ilustrativa do salto verificado.

TABELA XV  
VALOR DA PRODUÇÃO AGRÍCOLA EM ALGUNS MUNICÍPIOS NORDESTINOS

MUNICÍPIO	A N O	
	1964	1965
Ipaumirim	479.070	560.185
Ipu	878.040	1.308.699
Jati	78.136	85.743
Lavras da Mangabeira	924.974	1.232.864
Limoeiro do Norte	359.129	691.701

FONTE: "Levantamento da Produção Agrícola por Município", BNB-ETENE.

Obs.: Os valores de 1965 estão a preços de 1964.

E como estes municípios, podíamos ressaltar vã

rios onde o valor da produção aumentou sensivelmente, mesmo sem nenhum efeito climático. Aqui só fornecemos aqueles para os quais realizamos entrevistas.

Essa superestimação também é confirmada pelo trabalho da SUDENE, comentado por Clóvis Cavalcanti de cujo trabalho sintetizamos alguns comentários que podem nos ajudar<sup>36</sup>.

Como alternativa para os dados da F.G.V. a SUDENE resolveu levar avante um trabalho de compilação de contas regionais para o Nordeste.

A técnica básica seguida pela SUDENE foi a da amostragem, embora em certos casos tenha se lançado mão das fontes oficiais. As mesmas técnicas são usadas pelos dois órgãos, embora na SUDENE ocorra bem menos a recorrência de dados oficiais, sendo o mesmo verdadeiro para a F.G.V. no tocante à amostragem.

Não há uma predominância nítida de um método sobre outro, pois se para a SUDENE há o insuficiente conhecimento do universo a ser investigado, contra a F.G.V. há o fato da frequente extrapolação, onde geralmente se pratica métodos pouco ortodoxos.

A principal discrepância entre os resultados dos dois trabalhos reside no fato de que o excesso do produto interno líquido da F.G.V. ultrapassa o correspondente conceito, porém bruto, da SUDENE. E embora os resultados dos outros dois setores sejam consistentemente lógicos há uma clara subestimação do setor industrial pela metodologia da F.G.V., que não seria compensada pela adição da depreciação.

Enfim, Cavalcanti conclui que a F.G.V. deve estar superestimando a renda da agricultura e subestimando a renda do setor industrial, para o Nordeste, enquanto estaria ocorrendo um processo inverso para a SUDENE. Acredita ele, que o resultado correto estaria a meio termo entre as duas estimativas.

---

<sup>36</sup> Cavalcanti, Clóvis. Controvérsia sobre as estimativas de renda e produto do Brasil. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, IPEA, 2(2):381-97, dez. 1972.

Afortunadamente a F.G.V. lançou recentemente uma atualização das suas contas nacionais<sup>37</sup> e os seus resultados não parecem de acordo com a hipótese de Cavalcanti. Para a agricultura foi deduzido o consumo intermediário e há uma revisão para os outros dois setores. (A comparação entre estes dados e os da SUDENE pode ser feita pelo exame das Tabelas XVI e XVII).

O importante disto tudo é que agora podemos por em xeque a qualidade dos dados antigos reestimando apenas algumas funções, já que os anos publicados foram apenas os de 49, 59 e 70, o que não nos dá margem a refazer a estimação temporal.

De acordo com as Tabelas XVIII e XIX, onde foram revisadas as estimações "pooled" para o Brasil, para o Nordeste e as equações transversais para ambos, não se pode afirmar categoricamente que esta última correção tenha removido os vieses anteriormente criticados.

Apesar da sensível melhoria na qualidade destes dados parece permanecer as mesmas restrições, o que se deduz dos resultados similares das duas estimações.

Como se pode notar na Tabela XX que indica as participações por unidades da federação, o comportamento temporal das participações agrícolas para os estados nordestinos melhorou porém não como se esperava, e o da indústria parece permanecer com os mesmos vieses anteriores, o que se justifica já que não houve nenhuma correção sistemática para este setor.

---

<sup>37</sup> Conjuntura Economica. Rio de Janeiro, FGV, v. 31, n. 7, jul. 1977.



## TABELA XVI

NORDESTE: PRODUTO INTERNO LÍQUIDO A CUSTO DE  
 FATORES (P.I.L.<sub>cf</sub>)  
 Preços Correntes - 1965/1968 (F.G.V.)

SETORES	ANOS	1965	1966	1967	1968	1969	1970
AGRICULTURA		1.971	2.383	3.479	4.292	5.141.842	102.674
INDÚSTRIA		492	649	841	1.204	1.649.048	36.803
SERVIÇOS		2.247	3.163	4.468	5.829	7.572.037	116.192
T O T A L		4.710	6.195	8.789	11.325	14.362.959	255.669

FONTE: Conjuntura Econômica, Rio de Janeiro, F.G.V., v. 31,  
 nº 7, jul. 1977.

Para este ano foi feita uma revisão, inclusive a dedução do consumo intermediário para a agricultura.

TABELA XVII

PRODUTO INTERNO BRUTO A CUSTO DE FATORES  
PREÇOS CORRENTES CR\$ 1000 (SUDENE)

ANOS SETORES	1965	1966	1967	1968	1969	1970
AGRICULTURA	1.788.532	2.324.837	3.191.418	4.163.168	5.024.596	5.737.975
INDÚSTRIA	1.122.200	1.629.630	2.109.373	3.118.231	4.165.440	5.577.800
SERVIÇOS	2.543.570	3.678.165	5.115.521	6.946.924	9.180.693	11.578.665
T O T A L	5.454.302	7.632.632	10.416.312	14.228.323	18.370.729	12.894.440

FONTE: Cavalcanti, Clovis. Uma Avaliação das Estimativas de Renda e Produto. Pesquisa e Planejamento Econômico. Rio de Janeiro, IPEA, 2(2):381-98, Dez. 1972

TABELA XVIII  
 "CROSS-SECTIONS"  
 (NORDESTE)

$$\text{Ln } \frac{A}{Y} = \beta_0 + \beta_1 \text{ Ln } Y^A$$

	<u>1950</u>	<u>1960</u>	<u>1970</u>
$\beta_0$	- 0,6658	- 2,2820	- 0,7159
$\beta_1$	- 0,2952	- 0,4454	- 0,6902
$R^2$	0,2390	0,2840	0,4000
t	- 1,4820	- 1,6650	- 2,1610

"POOLED"  
 (NORDESTE)

SETOR		LnY	LnP	$R^2$	F
AGRICULTURA	1	-0,54 (-1,24)		0,05	1,56
	2	-0,44 (-0,93)	-0,16 (-0,61)	0,07	0,94
	1	0,22 ( 0,81)		0,02	0,67
	2	0,23 ( 0,80)	-0,02 (-0,14)	0,02	0,33
INDÚSTRIA	1	0,06 ( 0,54)		0,01	0,29
	2	0,008 ( 0,06)	0,08 ( 1,26)	0,07	0,94
	1				
	2				
SERVIÇO	1				
	2				
	1				
	2				

Obs: Os valores entre parênteses são estatísticas "t".



TABELA XIX  
"CROSS-SECTIONS"  
(BRASIL)

SETOR	1950				1960				1970			
	LnY	t	R <sup>2</sup>	F	LnY	t	R <sup>2</sup>	F	LnY	t	R <sup>2</sup>	F
AGRICULTURA	-0,46	-2,13	0,19	4,56	-1,05	-5,47	0,61	30,01	-0,98	-4,07	0,42	16,57
INDÚSTRIA	0,65	3,87	0,45	15,00	0,22	1,36	0,08	1,87	0,57	5,19	0,58	26,98
SERVIÇO	-0,03	-0,51	0,03	0,26	-0,05	-1,08	0,05	1,18	-0,05	-1,34	0,08	1,81

"POOLED"  
(BRASIL)

SETOR		LnY	LnP	t	R <sup>2</sup>	F
AGRICULTURA	1	-0,73		-3,69	0,18	13,63
	2	-0,66	-0,11		0,18	6,95
INDÚSTRIA	1	0,39		4,27	0,23	18,30
	2	0,30	0,14		0,26	11,05
SERVIÇO	1	-0,03		-0,72	0,00	0,53
	2	-0,05	0,03		0,02	0,69

TABELA XX

ESTIMATIVA DA RENDA INTERNA, SEGUNDO RAMOS DE ATIVIDADE, POR UNIDADES DA FEDERAÇÃO  
1949

ESTADOS	PARTICIPAÇÃO DA AGRICULTURA	PARTICIPAÇÃO DA INDÚSTRIA	PARTICIPAÇÃO DOS SERVIÇOS
AMAZONAS	0,357	0,357	0,565
PARÁ	0,187	0,147	0,665
MARANHÃO	0,383	0,102	0,514
PIAUI	0,447	0,039	0,512
CEARÁ	0,438	0,082	0,478
RIO GRANDE DO NORTE	0,445	0,120	0,433
PARAÍBA	0,484	0,149	0,366
PERNAMBUCO	0,244	0,253	0,501
ALAGOAS	0,404	0,203	0,392
SERGIPE	0,349	0,193	0,457
BAHIA	0,375	0,096	0,527
MINAS GERAIS	0,440	0,145	0,413
ESPÍRITO SANTO	0,506	0,086	0,406
RIO DE JANEIRO	0,228	0,285	0,485
GUANABARA	0,012	0,205	0,782
SÃO PAULO	0,218	0,288	0,492
PARANÁ	0,446	0,151	0,401
SANTA CATARINA	0,409	0,230	0,360
RIO GRANDE DO SUL	0,319	0,203	0,477
MATO GROSSO	0,475	0,102	0,422
GOIÁS	0,512	0,091	0,396

FONTE: Conjuntura Econômica. Rio de Janeiro, F.G.V. v. 31, nº 7, jul. 1977.

TABELA XX

ESTIMATIVA DA RENDA INTERNA, SEGUNDO RAMOS DE ATIVIDADE, POR UNIDADES DA FEDERAÇÃO  
1959

ESTADOS	PARTICIPAÇÃO DA AGRICULTURA	PARTICIPAÇÃO DA INDÚSTRIA	PARTICIPAÇÃO DOS SERVIÇOS
AMAZONAS	0,23	0,23	0,54
PARÁ	0,23	0,12	0,65
MARANHÃO	0,50	0,09	0,42
PIAUI	0,45	0,07	0,48
CEARÁ	0,34	0,10	0,56
RIO GRANDE DO NORTE	0,42	0,14	0,44
PARAÍBA	0,66	0,10	0,24
PERNAMBUCO	0,23	0,20	0,57
ALAGOAS	0,37	0,20	0,43
SERGIPE	0,40	0,15	0,45
BAHIA	0,43	0,14	0,42
MINAS GERAIS	0,28	0,21	0,51
ESPÍRITO SANTO	0,43	0,10	0,48
RIO DE JANEIRO	0,14	0,40	0,45
GUANABARA	0,01	0,21	0,78
SÃO PAULO	0,12	0,40	0,48
PARANÁ	0,45	0,16	0,40
SANTA CATARINA	0,35	0,27	0,38
RIO GRANDE DO SUL	0,28	0,23	0,50
MATO GROSSO	0,26	0,15	0,59
GOIÁS	0,50	0,07	0,43

FONTE: Conjuntura Econômica. Rio de Janeiro, F.G.V. v. 31, nº 7, jul. 1977.



TABELA XX

ESTIMATIVA DA RENDA INTERNA, SEGUNDO RAMOS DE ATIVIDADE, POR UNIDADES DA FEDERAÇÃO  
1970

ESTADOS	PARTICIPAÇÃO DA AGRICULTURA	PARTICIPAÇÃO DA INDÚSTRIA	PARTICIPAÇÃO DOS SERVIÇOS
AMAZONAS	0,21	0,61	0,64
PARÁ	0,15	0,13	0,72
MARANHÃO	0,38	0,08	0,53
PIAUI	0,27	0,07	0,66
CEARÁ	0,16	0,15	0,69
RIO GRANDE DO NORTE	0,15	0,16	0,69
PARAÍBA	0,23	0,13	0,64
PERNAMBUCO	0,12	0,21	0,68
ALAGOAS	0,23	0,16	0,61
SERGIPE	0,20	0,12	0,67
BAHIA	0,21	0,13	0,65
MINAS GERAIS	0,15	0,26	0,59
ESPÍRITO SANTO	0,20	0,14	0,66
RIO DE JANEIRO	0,05	0,37	0,58
GUANABARA	0,01	0,25	0,75
SÃO PAULO	0,05	0,44	0,51
PARANÁ	0,25	0,17	0,58
SANTA CATARINA	0,24	0,30	0,47
RIO GRANDE DO SUL	0,22	0,22	0,57
MATO GROSSO	0,30	0,09	0,61
GOIÁS	0,28	0,09=	0,63

FONTE: Conjuntura Econômica. Rio de Janeiro, F.G.V. v. 31, nº 7, jul. 1977.

### 3.2. Conclusões e Sugestões

Nesta etapa do nosso trabalho será valioso traçar, conjugado com as conclusões, um paralelo entre nosso trabalho e o de Jameson, tentando ressaltar o que agregamos àquele.

Na realidade, como deve ter sido notado ao longo do segundo capítulo, as nossas constatações não diferem radicalmente das de Jameson, embora tenham sido colocados alguns aspectos que foram negligenciados por ele. Em verdade, quem tem alguma noção de modelos de regressão linear, conclui, facilmente que não se deve esperar mudanças bruscas na trajetória de uma função onde se fez a estimação com a agregação de apenas três observações suplementares, e com maior razão se as observações adicionais não diferem fortemente das usadas na estimação anterior.

Então, sob a hipótese de que os dados iniciais da F.G.V. fossem válidos, concluimos o seguinte:

a) Jameson, na tentativa de explicação do comportamento anormal dos estados nordestinos, que são a maior proporção, não atentou para o fato de que na simulação empreendida por Taylor, há uma fase em que a participação da agricultura é crescente, passando a descender após um nível de renda de aproximadamente duzentos dólares. Ora, a região nordestina, mesmo com a agregação dos outros estados que possuem comportamento anormal, não ultrapassaria em muito este nível de renda per capita para 1969. Logo, os estados individualmente deveriam estar com um pequeno desvio, flutuando em torno deste valor. Por causa disto, não se deveria requerer uma participação crescente da agricultura para estes estados. Concluindo este raciocínio, não estaria havendo uma fuga aos modelos de crescimento preestabelecido para a maioria dos países.

Uma ótima alternativa para se por a limpo este fato é tomar o modelo apresentado inicialmente e proceder a simulação.

Daí se poderia depreender, com um certo grau de e

xatidão quando a participação da agricultura para estes estados começaria a decrescer. Se este declínio ocorresse muito além do nível de duzentos dólares "per capita", estaria corroborada a hipótese de anormalidade que segundo Jameson, estaria sendo causada pela insensibilidade das diferenças interregionais a decrescerem com o correr dos anos.

b) No seu trabalho, Jameson argumenta que o baixo nível de renda "per capita" para determinados estados seria o principal responsável pelo comportamento anormal. Contudo, pelas nossas investigações do impacto isolado dos fatores não há muita diferença entre a ação deste fator e a dos fatores regional e populacional, com uma ligeira vantagem para este último, sobre a explicação do modelo. O que na verdade se evidencia é uma conjugação destes três fatores, com uma ligeira predominância do fator populacional, trabalhando contra o grau de explicação do modelo.

c) A subdivisão da amostra empreendida em nosso trabalho, o que não acontece no de Jameson, mostra um comportamento similar aos grupos obtidos por esta subdivisão no trabalho de Chenery-Taylor. Com a notável excessão da região Nordeste, que não segue a mesma tendência do seu grupo congênere, que são os "small primary-oriented countries".

d) A investigação do comportamento industrial da região Nordeste em relação ao Centro-Leste não deixa bem clara uma diferença fundamental no comportamento de ambos. Embora se verifique uma nítida vantagem para o Centro-Leste, a indústria de bens de consumo nas duas regiões parece estar crescendo mais satisfatoriamente que a de bens de investimento.

e) A análise dos efeitos dos fatores autônomos, como a demanda doméstica, o comércio exterior e as variações tecnológicas, sobre o crescimento, o que não foi feito no trabalho de Jameson, não é muito esclarecedora mas fornece uma primeira aproximação das causas e da maneira de desenvolvimento do crescimento industrial para o Brasil. A utilização, na mesma análise, de



matrizes de insumo-produto interregionais daria uma visão ampla do contraste da forma de crescimento das regiões Nordeste e Centro-Sul.

Mesmo com os novos dados publicados pela F.G.V. não há uma mudança de monta nos resultados do modelo. Contudo, isto não significa que a hipótese que pretendíamos testar, sobre a qualidade dos dados, esteja sendo negada. Pois, apesar dos novos dados se apresentarem com a dedução do consumo intermediário ainda não se acham incluídos da renda das empresas estatais e não houve nenhum esforço para a correção do salto que houve de 1964 para 1965.

Em resumo o que se conclui é que não se pode afirmar nada em definitivo baseado nos dados que temos em mãos. Pessoalmente, acreditamos que a industrialização do Nordeste não foi nenhum prodígio. Contudo, os resultados não deviam parecer tão desfavoráveis como os apresentados pelo modelo. Acreditamos que o Nordeste, na verdade, deve estar sofrendo uma inflexão no seu comportamento, passando de uma fase primária para uma fase mais secundária na sua estrutura produtiva.

Para o Brasil, com quaisquer dados, os resultados estão perfeitamente de acordo com o comportamento padrão anteriormente observado e a tendência é este comportamento se cristalizar mais ainda. Quanto a isto não há nenhum ponto de dúvida, quer pelo exame dos dados quer pela observação da realidade.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- 01 - BAER, Werner. Apreciação crítica sobre as contas nacionais e outras estatísticas econômicas brasileiras. "Apêndice 1"  
In: —. A industrialização e o desenvolvimento econômico no Brasil. Rio de Janeiro, FGV, 1966. p. 214-27.
- 02 - CAVALCANTI, Clóvis. Controvérsia sobre as estimativas de renda e produto no Brasil. Pesquisa e Planejamento Econômico. Rio de Janeiro, IPEA, 2(2):381-97, dez. 1972.
- 03 - CHENERY, Hollis B. Patterns of industrial growth. The American Economic Review, Stanford, 50(4):624-54, sept. 1960.
- 04 - CHENERY, Hollis B. The pattern of Japanese growth. Econometria, 30(1):98-139, jan. 1962.
- 05 - CHENERY, Hollis B. & TAYLOR, Lance. Development patterns; among countries and over time. The Review of Economics and Statistics, Cambridge, 50(4):391-416, nov. 1968.
- 06 - CHIANG, Alpha C. Exponential and logarithmic functions. In: —: Fundamental methods of mathematical economics. New York, McGraw-Hill, 1967.
- 07 - CONJUNTURA ECONÔMICA. Rio de Janeiro, FGV, v. 31, n. 7, jul. 1977.
- 08 - GOODMAN, David & CAVALCANTI, Roberto. A industrialização do Nordeste. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1971.
- 09 - GREGORY, P. & GRIFFIN, K. Secular versus cross-section pattern; a controversy. The Review Economics and Statistics, Cambridge, 56(3):360-68, aug. 1974.
- 10 - GUPTA, K. Development patterns; an interregional study. The Quarterly Journal of Economics, Cambridge, 85(4):644-66, nov. 1971.

- 11 - JAMESON, Keneth. Development patterns and regional imbalance in Brazil. The Review of Economics and Statistics, Cambridge, 57(3):361-64, aug. 1975.
- 12 - KMENTA, Jan. Elements of econometrics. New York, McMillan, 1971.
- 13 - MORLEY, Samuel A. & SMITH, Gordon W. On the measurament of import substitution. American Economic Review, Stanford, 60(4):728-35, sept. 1970.
- 14 - ROSA, Antonio L. Teles. A estrutura do comércio interregional brasileiro e a teoria das vantagens comparativas. Fortaleza, CAEN/UFC, 1978. Mimeografado.
- 15 - TAVARES, Agamenon & WARD, John. Nutrição, renda e tamanho da família; um exame da situação em Canindê-Ce, Fortaleza, BNB, 1977.
- 16 - TEMIN, Peter. A time-series test of patterns of industrial growth. Economic Development and Cultural Change, Chicago, 15(2):174-82, jan. 1967.
- 17 - TYLER, William G. A substituição de importação e expansão da exportação como as "Fontes" de crescimento industrial no Brasil. Estudos Econômicos, São Paulo, IPE-USP, 3(2):85-102, aug. 1973.