

Mudança Estrutural na Relação Entre Emprego e Produção no Setor Automobilístico

Lúcia Maria Góes Moutinho

*Profa. Dra. do Curso de Mestrado em Economia
da Universidade Federal da Paraíba (UFPB)*

Alexandre Alves Porsse

*Mestrando em Economia na Universidade Federal
da Paraíba (UFPB)*

Resumo:

Mostra que as inovações tecnológicas e organizacionais introduzidas no setor automobilístico durante os anos 80 alteraram a relação entre emprego e produção, produzindo um comportamento divergente entre essas séries após 1987. Formula um modelo econométrico para captar a possível quebra estrutural na relação entre as séries de emprego e produção. São realizados os testes econométricos usualmente aplicados às séries temporais e estimam-se as relações estáticas e dinâmicas. Mostra que a elasticidade emprego-produção é positiva no período 1957-1986, porém se torna negativa no período posterior a 1987. Comprova que há uma relação divergente entre emprego e produção depois da maturação das inovações técnico-organizacionais.

Palavras-chave:

Inovação Tecnológica; Reestruturação Produtiva; Elasticidade; Emprego; Produção.

1 - INTRODUÇÃO

A divulgação recente de demissões em massa pela Ford é reflexo da atual crise que assola o mercado de trabalho como um todo no País. Ainda que medidas atenuantes tenham sido tomadas para amenizar tais demissões, tem-se que a redução do emprego no setor automobilístico não parece ser apenas um fenômeno conjuntural, mas também estrutural (tecnológico).

O objetivo deste trabalho é mostrar que a redução de postos de trabalho no referido setor faz parte de um amplo fenômeno de inovações tecnológicas e organizacionais implementadas durante o contexto de instabilidade vivenciado nos anos de 1980. A análise tem por base um modelo econométrico que busca captar o impacto dessas inovações sobre a elasticidade emprego-produção após meados dos anos de 1980, utilizando o recurso de variáveis *dummies* incorporadas na análise econométrica de séries temporais.

Além desta introdução e da conclusão, o estudo divide-se em três seções. A primeira apresenta uma síntese histórica do setor automobilístico no Brasil, desde sua implantação até a atualidade, com ênfase para o período de crise e transformações na década de 1980. É discutido as estratégias de recuperação adotadas pelo setor, bem como seus efeitos sobre os níveis de emprego e produção. Em seguida desenvolve-se o procedimento metodológico que, além da formulação do modelo econométrico, constitui-se em: testes de raízes unitárias convencionais e com quebras estruturais; e o teste de cointegração de Engle e Granger. A última seção refere-se aos resultados dos citados testes, buscando evidenciar as implicações das mudanças estruturais sobre as regressões estáticas e dinâmicas.

2 - O SETOR AUTOMOBILÍSTICO NO BRASIL

A indústria automobilística é implantada no País a partir de meados da década de 1950, impulsionada pelo processo de internacionalização das montadoras mundiais e pela política de atração de capital externo do governo brasileiro (GUIMARÃES, 1982). Além dos incentivos internos concedidos pelo governo federal, o baixo custo da mão-de-obra nacional proporcionava significativa vantagem comparativa em relação às demais montadoras situadas nos países desenvolvidos.

A TABELA 1 resume a trajetória do setor automobilístico no País em termos de períodos (fases) de desenvolvimento¹. A última coluna mostra a taxa anual média de crescimento para o período como um todo.

TABELA 1
TAXA MÉDIA ANUAL DE CRESCIMENTO DOS INDICADORES DO SETOR AUTOMOBILÍSTICO NO BRASIL - AUTOVEÍCULOS - 1957-1997 (%)

| Indicadores | 1957-67 | 1968-80 | 1981-86 | 1987-97 | 1957-97 |
|------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Produção | 19,93 | 11,60 | 2,37 | 6,83 | 10,83 |
| Produtividade | 4,25 | 5,02 | 1,11 | 7,46 | 4,59 |
| Vendas Internas | 19,84 | 10,16 | -0,02 | 8,17 | 10,17 |
| Exportações* | — | — | 7,20 | 2,66 | 4,04 |
| Emprego | 15,21 | 6,30 | 1,25 | -0,01 | 6,00 |

FONTE: Anfavea, 1998 (dados brutos).

As taxas calculadas referem-se ao período 1981-97. Excluiu-se os períodos anteriores devido às fortes distorções decorrentes da alta dispersão dos valores.

As duas primeiras fases denotam uma significativa expansão do setor, haja vista o desempenho da taxa de crescimento anual média dos indicadores em relação à média de todo o período. No período 1957-67 as montadoras multinacionais GM, Ford e Volkswagen atuam conjuntamente com empresas nacionais, tais como Vemag e Fábrica Nacional de Motores (FNM). Já o período 1968-80 corresponde a uma fase de reorganização, cujo resultado é a absorção das montadoras nacionais pelas multinacionais, configurando o

¹O dois primeiros períodos seguem GUIMARÃES (1982 e 1989), enquanto os demais são construídos pelos autores de forma a expressar a evolução do setor pós-anos de 1980.

atual caráter oligopolista do setor automobilístico².

Durante o período 1981-1986 o setor é afetado severamente pela crise interna do País. De outro lado, aquela vantagem comparativa do custo da mão-de-obra estava sendo eliminada pela "revolução microeletrônica". Todos os indicadores, a exceção das exportações, apresentam desempenho inferior à média geral, refletindo a situação de estagnação vigente na economia brasileira nesse período. No entanto, a taxa anual média de crescimento das exportações acima da média geral torna evidente a estratégia adotada pelo setor para se recuperar da crise, qual seja, "disputar a concorrência acirrada no mercado interno com modelos que também pudessem ser exportados" (TAUILE, 1987, P. 83).

Até então as atividades do setor estavam concentradas no mercado interno e o excelente desempenho de seus indicadores camuflava a necessidade de reduzir a defasagem tecnológica das montadoras internas. Com o redirecionamento da produção para o mercado externo, a sobrevivência e recuperação do setor dependia de seus fatores de competitividade, principalmente a capacitação tecnológica³. A adoção da concepção de carro mundial pelas montadoras também reforçava a necessidade de modernização tecnológica para reduzir custos, principalmente aqueles relacionados à pesquisa e ao desenvolvimento (MARQUES, 1987).

Portanto, a estratégia foi substituir a base técnica eletromecânica pela microeletrônica, automatizando as plantas industriais desde o desenho do produto até a sua fabricação, a fim de proporcionar melhor qualidade, maior versatilidade e flexibilidade na produção, maior controle sobre as linhas de montagem e redução do tempo de produção (TAUILE, 1986). Especificamente, a modernização tecnológica se deu através da utilização de equipamentos automatizados de base microeletrônica (EAME): robôs, máquinas ferramentas com comando numérico, controladores

lógicos programáveis e sistemas de desenho auxiliados por computador.

Além disso, também introduziu-se novas técnicas flexíveis de organização da produção, com destaque para o sistema *just in time*, a produção enxuta e, mais recentemente, a produção modular. Neste sentido, o objetivo é reduzir o fornecimento de materiais e peças-componentes ao nível estritamente necessário, de modo a reduzir custos e ganhar em qualidade.

Tais estratégias viabilizaram a obtenção de maior eficiência e produtividade, ampliando a capacidade competitiva do setor automobilístico nacional no exterior, fato que contribuiu para o bom desempenho das exportações durante a fase de estagnação. A maturação dos investimentos e dessa reestruturação produtiva-organizacional gerou condições para a recuperação do setor a partir de 1987 (ver TABELA 1). Em que pese ainda a atuação da Câmara do Setor Automotivo, cujo acordo promovido em 1992 entre governo, montadoras e trabalhadores representou uma inovação na política de preços do setor, contribuindo para a fase de recuperação do mercado interno devido à redução dos preços dos veículos⁴. Portanto, a indústria que emerge da crise é uma indústria mais eficiente e moderna, sintonizada com os circuitos internacionais de acumulação e com capacidade competitiva no mercado externo.

Entretanto, se por um lado o comportamento da produção, produtividade e vendas internas são bastante satisfatórios no período 1987-97, de outro o mesmo não ocorre no âmbito do emprego. Ao contrário, a taxa média anual de crescimento do emprego é negativa, sugerindo uma mudança estrutural face aos demais indicadores do setor; exceto exportações, cuja queda na taxa média de crescimento é reflexo da recuperação do mercado interno. Para ser mais específico, no período 1957-1986 a evolução dos indicadores de produção e emprego sugere um comportamento conver-

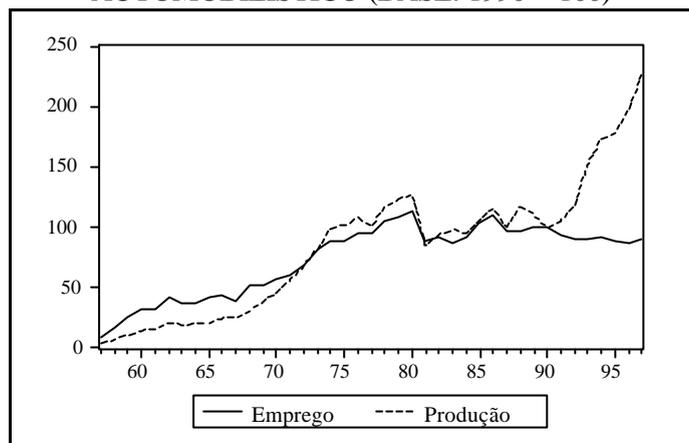
² Para maiores detalhes sobre essas fases expansivas ver Guimarães (1982 e 1989).

³ A noção de competitividade adotada neste estudo tem por base COUTINHO e FERRAZ (1994).

⁴ O Governo Federal e os governos estaduais abriram mão de 12% dos impostos - o IPI no caso do Governo Federal e o ICMS no caso dos Estados. As montadoras reduziram sua margem de lucro em 4,5%. As indústrias de autopeças renunciaram a 3% e as concessionárias aceitaram sacrificar 2,5% de seus ganhos (VEJA, A-br/92: 74).

gente, ainda que com diferentes graus de intensidade; enquanto que no período 1987-1997 tal evolução se mostra divergente (veja GRÁFICO 1).

GRÁFICO 1
ÍNDICES DE EMPREGO E PRODUÇÃO NO SETOR AUTOMOBILÍSTICO (BASE: 1990 = 100)



FONTE: Anfavea, 1998 (dados brutos).

De fato, a mudança para a base técnica microeletrônica provoca significativas alterações no processo de produção e no grau de utilização da mão-de-obra, tal como é exemplo o desempenho da taxa média anual de crescimento da produtividade acima da média geral no período 1987-1997 (ver TABELA 1). De um lado, a automação microeletrônica (AME) proporciona ganhos de eficiência e influencia positivamente a produção, enquanto de outro reduz a necessidade de mão-de-obra para o mesmo nível de produção⁵. Conforme LEITE, GUARIZE e LOYOLA (1992), esta situação é consistente com a abordagem AME-produtividade, segundo a qual pode haver uma perda relativa e, às vezes, absoluta de emprego. Na seção seguinte, esta discussão é formalizada em termos de um modelo econométrico.

3 - PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Face ao exposto na seção anterior, nesta seção desenvolve-se um modelo econométrico, que

⁵ Discussões adicionais sobre os efeitos da automação sobre o emprego e perfil da mão-de-obra podem ser encontradas em RATTNER (1982 e 1988) e SOARES (1990).

incorpora mudanças estruturais, para captar o impacto da AME sobre a elasticidade emprego-produção no setor automobilístico do Brasil. O modelo assume que há uma mudança estrutural no parâmetro linear da elasticidade a partir de 1987 e sua representação é a seguinte:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 X_t + \beta_2 P_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

sendo

Y_t = ln emprego no tempo t

X_t = ln produção no tempo t

$P_t = (X_t - X^*)D_t$

X^* = ln produção fixado em 1987

$D = 1$ se $X_t > X^*$ e 0 no caso contrário

ε_t = perturbação estocástica

O parâmetro α é o intercepto, enquanto β_1 representa a elasticidade emprego-produção no período pré-mudança estrutural e $(\beta_1 + \beta_2)$ representa a elasticidade emprego-produção no período pós-mudança estrutural. Assim, se β_1 for positivo tem-se uma relação convergente no período pré-mudança estrutural, enquanto se a soma $(\beta_1 + \beta_2)$ for negativa tem-se uma relação divergente para o período pós-mudança estrutural.

Porém, antes de realizar a estimação do modelo 1 é necessário proceder os testes de raízes unitárias, a fim de verificar a ordem de integração das séries, ou seja, se elas são estacionárias ou não⁶. Tais testes permitem avaliar e evitar problemas de correlação espúria na equação de co-integração. Caso as séries possuam a mesma ordem de integração, realiza-se a estimação do modelo através de mínimos quadrados ordinários e faz-se os testes de co-integração usuais. Se as variáveis em questão estiverem co-integradas, então os valores estimados para as estatísticas t são consistentes, ou seja, possuem distribuição assintótica normal.

3.1 - Testes de Raízes Unitárias

Neste trabalho aplica-se o teste de raiz unitária convencional conhecido como teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), admitindo uma compo-

⁶ Conforme HOLDEN e PERMAN (1994), uma série Y_t é fracamente estacionária se: i) $E(Y_t) = \mu$; ii) $\text{Var}(Y_t) = \chi(0)$; iii) $\text{cov}(Y_t, Y_{t-\tau}) = \chi(\tau)$, para $\tau = 1, 2, \dots$

nente tendencial determinista para o processo gerador dos dados, tal como segue abaixo:

$$\begin{aligned} Y_t &= \mu + \beta t + Z_t \\ Z_t &= \alpha Z_{t-1} + u_t \\ A(L)u_t &= B(L)e_t \end{aligned} \quad (2)$$

sendo que $e_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$, $A(L) = 1 - a_1 - \dots - a_p L^p$ e $B(L) = 1 - b_1 - \dots - b_q L^q$ são polinômios de ordem p -ésima e q -ésima nos respectivos operadores de defasagens L . Assumindo que as raízes de $A(L)$ e $B(L)$ estão fora do círculo unitário, então u_t é um processo ARMA(p, q) estacionário e inversível⁷. Assim, a hipótese nula de existência de raiz unitária é $\alpha = 1$ (processo não estacionário), enquanto a hipótese alternativa é $|\alpha| < 1$ (processo estacionário). No caso de não rejeição da hipótese nula, o processo é *deterministic and stochastic trend*; enquanto o caso contrário implica em um processo *deterministic trend* (THOMAS, 1998). O processo é *stochastic trend* somente se a componente tendencial determinista não for estatisticamente significativa.

O teste ADF desenvolvido por DICKEY e FULLER (1979) adota uma correção paramétrica auto-regressiva quando os erros estão serialmente correlacionados e tem por base a estatística t para testar se $\delta = 0$ na seguinte regressão estimada por mínimos quadrados ordinários:

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma t + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Testar $\delta = 0$ na equação 3 é equivalente a testar $\alpha = 1$ no processo gerador definido em 2. Neste teste, e nos demais a seguir, o termo de defasagem truncada k é selecionado endogenamente pelo método *data-dependent* conhecido como t sig. Este critério consiste em selecionar, *a priori*, uma ordem máxima para k e então utilizar o procedimento recursivo do tipo *general to specific* sobre o valor da estatística t associada ao coeficiente de $\Delta Y_{t-k_{\text{máx}}}$ até obter um k^* significativo (PERRON, 1994, P. 138)⁸. O teste é bicaudal em

⁷ Para maiores detalhes sobre operadores de defasagens polinomiais e círculo unitário ver HAMILTON (1994).

⁸ A inclusão dos termos de defasagem truncada k no teste ADF resulta em perda de graus de liberdade, reduzindo o poder do teste. Como alternativa pode-se

nível de significância 0,05, baseado na distribuição normal assintótica.

NELSON e PLOSSER (1982) mostram que a maioria das séries econômicas são geradas por um processo *stochastic trend* em vez de *deterministic trend*. Contudo, PERRON (1989 e 1994) afirma que tal fato pode resultar de mudanças estruturais importantes nas séries econômicas que não foram explicitadas nos testes de raízes unitárias. Essas mudanças podem afetar o intercepto ou a inclinação da função tendência (ou ambos simultaneamente), tornando o teste ADF viesado no sentido de não rejeição da hipótese nula.

PERRON (1989 e 1994) desenvolveu dois modelos que incorporam mudanças estruturais para testar a existência de raiz unitária, os quais são conhecidos como modelos *Additive Outlier* (AO) e *Innovational Outlier* (IO). O modelo AO pressupõe que a mudança ocorre instantaneamente, enquanto o modelo IO assume que a mudança para uma nova tendência é gradual e influenciada pela função ruído.

No caso do modelo AO o teste é realizado em dois passos. Considerando o caso mais geral (mudança no intercepto e inclinação), primeiro estima-se a seguinte equação de regressão:

$$Y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t^* + \tilde{Y}_t \quad (4)$$

sendo $DU_t = 1$ se $t > T_b$ e 0 no caso contrário, $DT_t^* = t - T_b$ se $t > T_b$ e 0 no caso contrário, com T_b indicando o tempo em que ocorre a mudança. Em seguida, toma-se os resíduos da equação 4 e testa-se a hipótese nula $\alpha = 1$ na regressão abaixo:

$$\tilde{Y}_t = \alpha \tilde{Y}_{t-1} + \sum_{i=0}^{k_1} d_i D(T_b)_{t-i} + \sum_{j=1}^{k_2} a_j \Delta \tilde{Y}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

No caso do modelo IO o teste da hipótese nula $\alpha = 1$ é diretamente realizado com base na seguinte regressão:

$$Y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t^* + \delta D(T_b)_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k a_j \Delta \tilde{Y}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

usar o teste Phillips-Perron (PP), que propõe uma correção não-paramétrica quando há dependência serial nos erros.

sendo $D(T_b)_t = 1$ se $t = T_b + 1$ e 0 no caso contrário.

Em ambos os testes T_b é selecionado exogenamente em 1980, tal como sugerido pelos gráficos 2 e 4 do Apêndice.

3.2 - Teste de Co-integração: o procedimento de Engle e Granger

Após aplicação dos testes de raízes unitárias e constatando-se que as variáveis do modelo em questão possuem mesma ordem de integração $I(d)$, pode-se proceder ao teste de co-integração⁹. Na literatura econômica, as abordagens usualmente aplicadas são aquelas desenvolvidas por Engle e GRANGER (1987) e JOHANSER (1988) e JOHANSER e JUSELIUS (1990).

O procedimento de Engle e Granger é mais simples e consiste em dois passos básicos. Inicialmente, considerando que as séries sejam $I(d)$, estimam-se os parâmetros do modelo estático 1 e calcula-se a série de resíduos deste, a qual é submetida ao teste ADF tal como na equação 3, excluindo-se a componente tendencial e o termo constante. Se a série de resíduos for $I(d-b)$, com $b > 0$, então as variáveis do modelo 1 estão cointegradas (possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo) e os parâmetros estimados são consistentes. Portanto, se as séries em questão são $I(1)$, a combinação linear dessas, ou seja, a série de resíduos, deve ser $I(0)$. Note que se as séries forem $I(0)$ em nível, então os estimadores de mínimos quadrados serão consistentes, não sendo necessário realizar o teste de co-integração.

O segundo passo consiste na estimação do Modelo de Correção de Erros (ECM), tal como segue abaixo:

$$\Delta Y_t = \psi_1 \Delta Y_{t-1} + \psi_2 \Delta X_t + \psi_3 \Delta P_t + \lambda \varepsilon_{t-1} + \xi_t \quad (7)$$

Neste passo obtém-se as relações dinâmicas de curto prazo entre as variáveis e também o coeficiente de ajustamento (λ), que mostra o ritmo de correção dos desequilíbrios para a solução de longo prazo em cada período de tempo.

A vantagem desse procedimento é que a estimação nos dois estágios é realizada por mínimos quadrados ordinários. Porém, é importante considerar que para pequenas amostras os erros de desequilíbrio e, em consequência, os estimadores de mínimos quadrados são viesados (THOMAS, 1998).

4 - ANÁLISE DOS RESULTADOS

Os dados utilizados neste trabalho consistem nas séries anuais de emprego e produção para o período 1957-1997 (linearizados), extraídas do Anuário Estatístico da Anfavea (1998). Para os testes e estimações foi utilizado o pacote econômico Eviews 3.0.

Como visto na seção anterior, o primeiro procedimento é realizar os testes de raízes unitárias para determinar a ordem de integração das variáveis utilizadas no modelo 1. Os resultados do teste ADF (TABELA 2) mostram que a variável Y é $I(0)$ e a variável X é $I(1)$. Porém, uma vez que a componente tendencial determinista deste teste não assume a possibilidade de que-

TABELA 2
RESULTADOS DOS TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS

| Variáveis | ADF | | AO | | I(d) |
|-----------|-----------|---|----------|----------------|------|
| | t_a | k | t_a | (k_1, k_2) | |
| Y | -1,3723 | 7 | 4,4391** | (6,0) | I(0) |
| X | -4,1614** | 0 | 5,2108* | (1,2) | I(0) |
| DY | -5,9461* | 0 | -5,7471* | 5 | - |
| DX | -4,7102* | 0 | -4,1630* | 0 | - |

Notas: * Significante ao nível de 1%. ** Significante ao nível de 5%.

k foi selecionado pelo critério t-sig.

Os resultados teste IO são análogos ao do teste AO.

⁹ Se as séries forem *deterministic trend*, uma componente tendencial determinista deve ser incorporada na regressão (THOMAS, 1998). Então, quando da existência de mudanças estruturais, estas também devem ser consideradas na componente tendencial da regressão estática.

bra estrutural, procedeu-se ao teste AO, cujos resultados confirmam que ambas as séries são $I(0)$. Isto implica que X e Y são geradas por um processo *deterministic trend*, com quebra na função tendência em 1980.

TABELA 3
RESULTADOS DA REGRESSÃO ESTÁTICA

| | Coefficientes | Desvio-Padrão | T | pvalue |
|--|----------------------|----------------------|----------|---------------|
| a | 4,7902 | 0,5771 | 8,3000 | 0,0000 |
| T | 0,0095 | 0,0060 | 1,5890 | 0,1213 |
| DT* | -0,0082 | 0,0090 | -0,9209 | 0,3636 |
| X | 0,4815 | 0,0510 | 9,4387 | 0,0000 |
| P | -0,6220 | 0,1066 | -5,8349 | 0,0000 |
| D57 | -0,5843 | 0,0792 | -7,3738 | 0,0000 |
| D58 | -0,2490 | 0,0617 | -4,0351 | 0,0003 |
| R² = 0,9932 Z₁ = 1,1448 Z₂ = 2,2752 Z₃ = 0,5921 Z₄ = 10,1960 | | | | |

FONTE: Estimado pelos autores no pacote econométrico Eviews 3.0.

Notas: Z₁ = teste LM para autocorrelação serial (χ_1^2); Z₂ = teste RESET (χ_1^2); Z₃ = teste de normalidade (χ_2^2); Z₄ = teste de heterocedasticidade (χ_{14}^2).

Os testes ADF e AO não são aplicados à variável P do modelo 1 porque esta é uma transformação matemática da variável X, de tal forma que $P_t = (X_t - X^*)D_t$, onde X* é uma constante. Logo, utilizando as propriedades dos processos integrados, se a variável X é I(0), então P também deve ser I(0) (THOMAS, 1998, p. 415).

Dado que as séries em questão são todas I(0) não é necessário realizar o teste de cointegração, pois os estimadores resultantes da regressão em nível serão consistentes. Porém, uma vez que as séries são geradas por um processo *deterministic trend*, uma componente tendencial com quebra estrutural após 1980 deve ser incorporada no modelo 1. Os resultados desta estimação dispõem-se na TABELA 3. Note que algumas variáveis *dummies* foram introduzidas para melhorar os resultados da regressão e as componentes de tendência (T) e quebra tendencial (DT*), ainda que pouco significativas estatisticamente, foram mantidas na regressão devido aos resultados do teste de raiz unitária.

Os resultados da regressão estática mostram que, no longo prazo, a elasticidade emprego-produção para o período 1957-1986 é positiva (da ordem de 0,4815), porém inelástica. No entanto, a partir de 1987 há uma mudança estrutural na relação entre emprego e produção que torna a elasticidade negativa, atingindo a marca de -0,1405. Neste sentido, confirma-se que as inovações tecnológicas e organizacionais implementadas no

setor automobilístico durante os anos de 1980 transformou a relação convergente entre emprego e produção numa relação divergente.

O ECM estimado encontra-se na TABELA 04. Observe que algumas variáveis *dummies* também foram utilizadas para melhorar os resultados. Os resultados da regressão dinâmica mostram que, para o período anterior a 1987, a elasticidade emprego-produção de curto prazo também é positiva e inelástica (da ordem de 0,6391), porém representa 133% da elasticidade de longo prazo. Isto reflete que a variação proporcional no emprego em relação a uma variação proporcional na produção é mais forte no curto prazo durante esse período. Contudo, a mudança estrutural pós-1987 reverte esta situação, haja vista que a elasticidade emprego-produção cai para -0,1354, representando 96% da elasticidade de longo prazo. Portanto, fica evidente o forte impacto gerado pelo avanço tecnológico no setor automobilístico.

Ainda com respeito a dinâmica de curto prazo, cabe salientar que o coeficiente do termo de correção de erros (-0,7513) indica que o ajuste para o equilíbrio estático é relativamente rápido, ou seja, aproximadamente 75% do desequilíbrio em relação a solução de longo prazo é corrigido a cada ano.

TABELA 4
MODELO DE CORREÇÃO DE ERROS

| | Coefficientes | Desvio Padrão | t | pvalue |
|--|----------------------|----------------------|----------|---------------|
| DY_{t-1} | 0,0910 | 0,0558 | 1,6307 | 0,1131 |
| DX | 0,6391 | 0,0630 | 10,1370 | 0,0000 |
| DP | -0,7745 | 0,1257 | -6,1626 | 0,0000 |
| e_{t-1} | -0,7513 | 0,1842 | -4,0789 | 0,0003 |
| D65 | -0,1138 | 0,0478 | -2,3791 | 0,0237 |
| D69 | -0,1083 | 0,0454 | -2,3843 | 0,0234 |
| D71 | -0,1016 | 0,0440 | -2,3082 | 0,0278 |
| D83 | 0,1008 | 0,0439 | 2,2981 | 0,0285 |
| R² = 0,8909 Z₁ = 0,9911 Z₂ = 5,4840 Z₃ = 0,9695 Z₄ = 10,5721 | | | | |

FONTE: Estimado pelos autores no pacote econométrico Eviews 3.0.

Notas: Z₁ = teste LM para autocorrelação serial (χ_1^2); Z₂ = teste RESET (χ_1^2); Z₃ = teste de normalidade (χ_2^2); Z₄ = teste de heterocedasticidade (χ_{13}^2).

5 - CONCLUSÃO

A crise interna dos anos de 1980 levou o setor automobilístico a revisar suas estratégias de crescimento. A produção passou a ser direcionada para o mercado externo e novas tecnologias baseadas na automação microeletrônica, como também métodos flexíveis de organização da produção, foram introduzidas e intensificadas como forma de ampliar a capacidade competitiva do setor, tanto externa como internamente.

No entanto, a maturação desses investimentos gerou transformações na elasticidade emprego-produção de longo e curto prazos desse setor, de tal forma que a relação convergente entre emprego e produção verificada no período 1957-1986 sofre uma mudança estrutural em favor de uma relação divergente, que passa a vigorar a partir de 1987.

Esse resultado é demasiadamente importante, pois evidencia que o desemprego no setor automobilístico brasileiro atingiu uma dimensão estrutural (tecnológica). Portanto, políticas de estímulo à demanda agregada não necessariamente estimularão uma recuperação dos postos de trabalho perdidos. Por outro lado, políticas de oferta, tal como programas de re-treinamento e re-qualificação profissional, tornam-se mais eficientes no sentido de

promover a reinserção da mão-de-obra desempregada desse setor no mercado de trabalho.

Abstract:

The objective of this paper is to show that the technological and organizational innovations introduced in the automobile sector during the eighties altered the relationship between employment and production, producing a divergence in that series after 1987. An econometric model is formulated to capture the possible structural break in the relationship between such series. The usual tests for time series are applied to estimate the static and dynamic relationships. The results show that the elasticity employment-production is positive in the period 1957-1986, however becomes negative after 1987. Indeed, it is proven that there is a divergence relationship between employment and production after the maturation of the technological and organizational innovations.

Key Words:

Technological Innovation; Productive Restructuring; Elasticity; Employment; Production .

APÊNDICE

Gráfico 2. Y

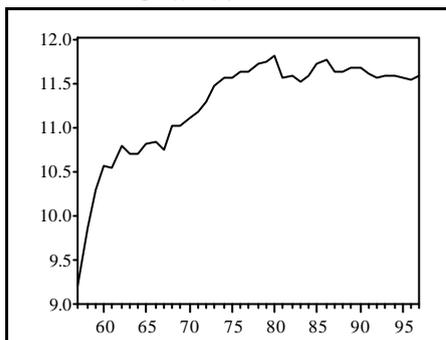


Gráfico 3. DY

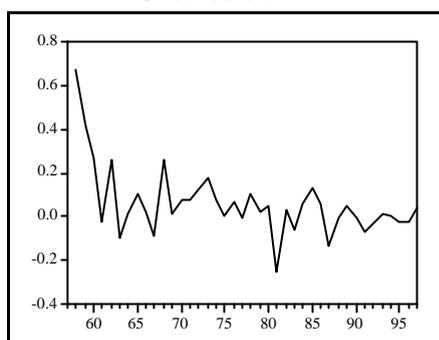


Gráfico 4. X

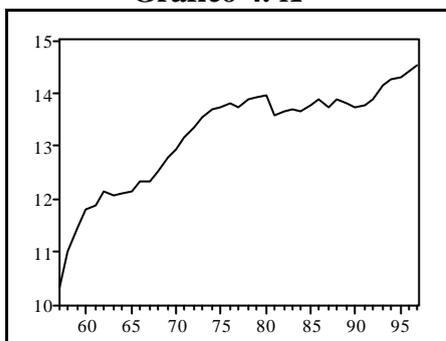


Gráfico 5. DX

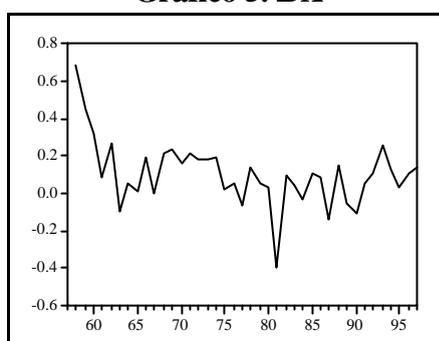


Gráfico 6. P

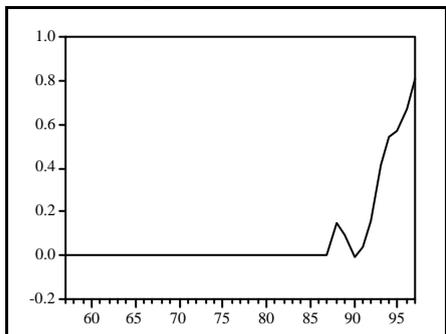
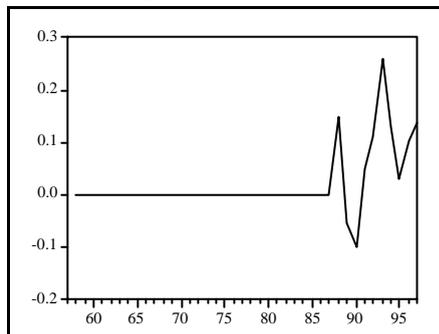


Gráfico 7. DP



6 - REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

ANFAVEA. Anuário Estatístico da Indústria Automobilística Brasileira. 1998.

CATI, R. C. **Raízes unitárias e grau de persistência a choques sobre o Produto Interno Bruto brasileiro: 1900-1993.** Tese de Ph. D. submetida ao Departamento de Economia da USP, FEA-USP, São Paulo, 1995.

COUTINHO, L. e FERRAZ, J. C. (Coord.). **Estudo da competitividade da indústria brasileira.** Campinas: Papirus: Ed. da UNICAMP, 1994. 510 p. (mimeo)

DICKEY, D. A. e FULLER, W. A.. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. **Journal of the American Statistical Association.** v. 74, 1979, p. 427-431.

- ENGLE, R. F. e GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, 1987, p. 251-276.
- GUIMARÃES, E. A.. Acumulação e crescimento da firma. In: **A dinâmica de crescimento da indústria de automóveis no Brasil: 1957-78**. Rio de Janeiro : Zahar , 1982.
- _____. A indústria automobilística brasileira na década de 80. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro. v. 19 n.2, p. 347-378, ago. 1989.
- HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- HOLDEN, D. e PERMAN, R. Unit root and cointegration for the economist. In: RAO, B. B. **Cointegration for the Applied Economist** Basingstoke: Macmillan Press, 1994.
- JOHANSEN, S. e JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 54, 1992, p. 461-472.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economics Dynamics and Control**, v. 12, 1988, p. 231-254.
- LEITE, Eduardo Alvin, GUARIZE, Luiz Antonio e LOYOLA, Sonia. Os impactos da automação microeletrônica sobre o trabalho: algumas controvérsias. **Revista de Economia. Curitiba**, ano 18, n. 16, p. 59-83, 1992.
- MARQUES, Rosa Maria. **Automação microeletrônica e o trabalhador**. Bienal. s.l. s.n., 1987.
- NELSON, C. R. e PLOSSER, C. I. Trends and random walks in macroeconomic time series. **Journal of Monetary Economics**. v. 10, 1982, p. 139-162.
- PERRON, P. The great crash, the oil shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**. v. 57, 1989, p. 1361-1401.
- _____. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: RAO, B. B. **Cointegration for the Applied Economist**. Basingstoke: Macmillan Press, 1994.
- RATTNER, H.. A máquina desemprega o homem. **Revista Brasileira de Tecnologia**, Brasília, v. 13 n.2, abr/mai, 1982 (9p.).
- _____. **Impactos sociais da automação: o caso do Japão**. São Paulo: Nobel, 1988.
- REVISTA VEJA. **O feitiço do preço se quebra**. São Paulo : Abril. v. 25, n. 14, 01/abr. 1992.
- SOARES, R. M. de M. (Org.). **Gestão da empresa: automação e competitividade**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. 1990.
- TAUILE, J. R.. **Microeletrônica e automação: a nova fase da indústria automobilística brasileira**. IEI/UFRJ. Rio de Janeiro, 1986 .164 p.
- _____. **Automação e competitividade: uma avaliação das tendências no Brasil**. Rio de Janeiro: IEI/UFRJ., 1987. 119 p.
- THOMAS, R. L. **Modern econometrics: an introduction**. 2 ed. Harlow: Longman, 1997.

Recebido para publicação em 27.AGO.1999.