

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DE RIBEIRÃO PRETO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MAGNUS WILLIAM DE CASTRO

Efeitos do transbordamento da *hysteresis* nas exportações sobre o mercado de trabalho

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Kannebley Júnior

RIBEIRÃO PRETO
2008

Prof. Dra. Suely Vilela
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Rudinei Toneto Junior
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão
Preto

Prof. Dr. Walter Belluzzo Junior
Chefe do Departamento de Economia

MAGNUS WILLIAM DE CASTRO

Efeitos do transbordamento da *hysteresis* nas exportações sobre o mercado de trabalho

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Kannebley Júnior

RIBEIRÃO PRETO
2008

Castro, Magnus William

Efeitos do transbordamento da *hysteresis* nas exportações sobre o mercado de trabalho. Ribeirão Preto, 2008.

90 p.

Dissertação de Mestrado, apresentada à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo.

Orientador: Kannebley Júnior, Sérgio

1. *Hysteresis* nas exportações. 2. Transbordamento. 3. Rotatividade da mão-de-obra.

FOLHA DE APROVAÇÃO

Magnus William de Castro

Efeitos do transbordamento da *hysteresis* nas exportações sobre o mercado de trabalho

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovado em:

Banca Examinadora

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

Para Íris

Agradecimentos

O término da dissertação de mestrado representa a conclusão de mais uma etapa em nossas vidas. Isso nos remete a um filme com todas as pessoas e acontecimentos que marcaram este período e influenciaram direta ou indiretamente na condução deste trabalho. Dessa forma, os agradecimentos tornam - se uma condição necessária e complementar a esta pesquisa, ao incluir o subjetivismo relacionado à convivência social.

Desejo expressar um agradecimento especial ao meu orientador, Professor Dr. Sérgio Kannebley Júnior, pela seriedade e competência demonstradas nas diversas reuniões sobre os complexos temas tratados durante a dissertação. Mas, principalmente pela amizade sincera que foi sendo desenvolvida ao longo destes dois anos de convívio. A todos os colegas de turma, com destaque aos amigos Pedro, Maurício, Juliana, Rodrigo e Vilson, meus agradecimentos pela participação em idéias e discussões que se fizeram presentes durante o mestrado. Aos professores participantes da banca de qualificação, Elaine T. Pazello e Alexandre C. Nicholela, com suas sugestões relevantes para a estruturação final desta investigação. E ao meu amigo Roberto, pela leitura e comentários valiosos.

Gostaria também de agradecer aos meus familiares mais próximos, que, nos últimos anos, foram privados de um convívio qualitativamente melhor, em razão da dedicação exigida na realização deste trabalho. A minha mãe, meu pai, meu irmão, meus avós e a minha esposa Adriana, a minha gratidão por, mesmo nos momentos mais difíceis, terem me reconfortado com suas palavras de carinho, afeto e dedicação.

Finalmente, manifesto minha gratidão a CAPES (Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior) pelo apoio financeiro proporcionado em parte do período de desenvolvimento desta dissertação.

Resumo

Esta dissertação objetivou encontrar novas evidências sobre a relação existente entre a *hysteresis* nas exportações e suas conseqüências sobre o mercado de trabalho. A persistência na atividade exportadora demonstrada nos estudos de Kannebley Jr. (2006) para o período de 1990 a 1997 motivou a análise dessa relação. Nossa hipótese parte do pressuposto que a *hysteresis* nas exportações pode transbordar para as variáveis relacionadas à rotatividade da mão-de-obra.

Para a execução deste estudo serão utilizadas as bases de dados da SECEX (Secretaria de Comércio Exterior) e RAIS (Relação Anual de Informações Sociais) para a indústria de transformação paulista para os anos de 1990 a 1997. Em decorrência dos testes de especificação optamos na primeira etapa por um painel de efeitos fixos envolvendo variáveis instrumentais (VI) estimados pelo método dos momentos generalizados com correção para autocorrelação e heterocedasticidade e na segunda pelo modelo dinâmico em primeira diferença envolvendo variáveis instrumentais (VI) estimado por meio do procedimento de Arellano e Bond (1991) *one-step* e *two-step*. Os resultados encontrados confirmaram a nossa hipótese, sendo a variabilidade da taxa de câmbio e os custos irreversíveis de entrada e saída do mercado externo, fatores relevantes na explicação do transbordamento da *hysteresis* nas exportações sobre o mercado de trabalho.

Palavras-chave: *Hysteresis* nas exportações. Transbordamento. Rotatividade da mão-de-obra

Abstract

This masters dissertation aimed to find new evidences about relation that exists between exportation hysteresis and its consequences over work market. Exportation activity persistence presented in Kannebley Jr. (2006) to the period from 1990 to 1997 had motivated this relation analysis. Our assumption assumes that exportation hysteresis can spillover variables related to the workforce turnover.

To execute this research will be used the SECEX (Secretaria de Comércio Exterior) and RAIS (Relação Anual de Informações Sociais) databases for São Paulo processing industry from 1990 to 1997. Due to the specification tests we had chosen in the first stage a fixed effects panel data involving instrumental variables (VI) estimated through generalized method of moments with serial correlation and heterocedasticity correction and second stage through dynamic model in first difference involving instrumental variables (VI) estimated through Arellano and Bond (1991) proceeding one-step and two-step. Results confirmed our hypothesis, being exchange rate and entry and exit sunk costs of the foreign exchange market, relevant factors to explain hysteresis spillovers in exportations over workforce market.

Keywords: Exportation hysteresis. Spillovers. Workforce turnover.

SUMÁRIO

Introdução	1
CAPÍTULO 1 – <i>Hysteresis</i> em Economia	4
1.1) O Fenômeno <i>Hysteresis</i>	4
1.2) <i>Hysteresis</i> no Mercado de Trabalho	5
1.2.1) <i>Hysteresis</i> no Desemprego	5
1.2.2) <i>Hysteresis</i> no Emprego sob Incerteza da Taxa de Câmbio	8
1.3) <i>Hysteresis</i> em Comércio Internacional	15
1.4) Efeitos da <i>Hysteresis</i> do Comércio Internacional sobre o Mercado de Trabalho	23
CAPÍTULO 2 - Metodologia	26
2.1) Fonte de Dados.....	26
2.2) Metodologia Empírica e Variáveis Relevantes.....	27
2.3) Métodos Econométricos	31
CAPÍTULO 3 – Teste para a Hipótese de Efeitos da <i>Hysteresis</i> nas Exportações Industriais sobre o Mercado de Trabalho com Dados em Painel.....	35
3.1) Síntese Econômica da década de 1990.....	36
3.2) Análise Descritiva.....	42
3.3) Análise dos Resultados.....	47
CAPÍTULO 4 – Conclusão	59
Referências Bibliográficas	62
Apêndice A – Teste para a Escolha entre Efeito Fixo ou Efeito Aleatório.....	65
Apêndice B – Teste para Heterocedasticidade e Autocorrelação.....	71
Apêndice C – Teste de Exogeneidade	81

ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 3.1 - Evolução da Base Exportadora e Taxa de Câmbio Real.....	40
Tabela 3.2 – Estatísticas Descritivas – Variáveis Seleccionadas	44
Tabela 3.3 – Estatística Descritiva – Variáveis Dependentes	45
Tabela 3.4 – Freqüência Exportadora.....	46
Tabela 3.5 – Evolução da Base Exportadora e Taxa de Câmbio Real	47
Tabela 3.6 - Variável Dependente - D. Export	50
Tabela 3.7 – Variável Dependente - Rotatividade Geral da Mão-de-obra (em log)	51
Tabela 3.8 – Variável Dependente – Rotatividade de Substituição de Mão-de-obra (em log)	52
Tabela 3.9 – Variável Dependente – Tempo de Permanência no Emprego (em log).....	54
Tabela 3.10 – Variável Dependente – Diferencial de Estoque de Funcionários (em log)	56
Tabela 3.11 – Variável Dependente – Tempo de Permanência no Emprego (em log).....	57

ÍNDICE DE GRÁFICOS

Gráfico 1.1 – Criação da Zona de Inação.....	11
Gráfico 1.2 – Zona de inação sob incerteza no período t.....	14
Gráfico 1.3 – Taxas de Câmbio Limiars e Zona de Inação.....	19
Gráfico 3.1 - Evolução das Exportações e Importações no Período de 1990 a 1997.....	38
Gráfico 3.2 – Taxa de Câmbio versus Quantum exportado no período de 1990 a 1997.....	39
Gráfico 3.3 – Comparação entre Evolução da Produção e Produtividade da Indústria de Transformação com o Retrocesso do Pessoal Ocupado na Produção Industrial no Período de 1990 a 1997	41

Introdução

Segundo Franz (1990), em termos gerais, *hysteresis* é uma propriedade de sistemas dinâmicos. Sistemas *hysteréticos* são sistemas que apresentam trajetórias-dependentes. Com isso, os equilíbrios de longo prazo desses sistemas podem ser alterados em razão de condições iniciais ligeiramente diferentes. Também em razão dessa propriedade, um choque exógeno pode levar o equilíbrio de um ponto inicial para outro. Essa característica persistente dos choques dá ao sistema um caráter histórico.

Em comércio internacional, os modelos de *hysteresis* consideram a incerteza dos investimentos e os custos irreversíveis associados a sua realização. As decisões de entrada ou saída do mercado externo estão interligadas a expectativas de lucros ou prejuízos que justificariam, respectivamente, o investimento ou o abandono do mercado. Os lucros ou prejuízos são dependentes da incerteza da taxa de câmbio, e ambas as decisões (entrada e saída) implicam na incorrência de custos irrecuperáveis. Assim, passa a existir uma zona de inação, em que os empresários ficam menos sensíveis às variações cambiais, não entram e nem saem do mercado externo, permanecendo na posição em que se encontram.

Na literatura internacional, Robert e Tybout (1997), utilizando dados em painel de 650 firmas colombianas, para o período de 1981 a 1989, demonstraram que o modelo de *hysteresis* baseado em custos irreversíveis é empiricamente satisfatório, em virtude de haver ocorrido a rejeição da hipótese nula de que os custos de entrada não são relevantes para explicar o status exportador corrente.

Campa (2004), utilizando dados de 2.188 empresas espanholas, durante o período de 1990 a 1997, analisa as respostas dos exportadores às variações da taxa de câmbio, por meio das decisões

de entrada ou saída das firmas no mercado externo e pelo ajuste das quantidades ofertadas dos exportadores às variações cambiais. Suas conclusões demonstram a significância estatística da experiência exportadora prévia e da taxa de câmbio como fatores incentivadores à participação no mercado externo.

Em função dessas constatações de *hysteresis* na literatura empírica internacional, a hipótese de *hysteresis* nas exportações para as empresas industriais brasileiras foi testada por Kannebley Jr. (2006) para o período de 1990 a 1997 e por Kannebley e Valeri (2006) para o período de 1997 a 2003. A persistência na atividade exportadora foi explicada tanto por fatores específicos às empresas como por fatores relacionados à experiência passada ou aos custos de entrada e saída na atividade exportadora.

Dessa forma, havendo *hyteresis* nas exportações brasileiras, há a possibilidade destes efeitos causarem implicações no emprego, o que pode fazer com que exista uma diferenciação entre muitos indicadores relacionados à rotatividade da mão-de-obra para as firmas exportadoras e não exportadoras. Assim, se fez necessário uma análise empírica para verificar como se processa o resultado da atividade exportadora sobre o mercado de trabalho, mensurando o impacto das exportações na rotatividade da mão-de-obra, variação de estoque de funcionários e permanência no emprego. O período de análise está compreendido entre 1990 a 1997 e os testes para a hipótese de que os efeitos da *hysteresis* nas exportações industriais podem ter um transbordamento sobre o mercado de trabalho foram realizados por meio de modelos com dados em painel.

A estrutura do trabalho tem a seguinte forma. O primeiro capítulo faz uma resenha da literatura teórica de *hysteresis* no mercado de trabalho e comércio internacional. Além disso, discute os problemas relacionados aos modelos que utilizam a raiz unitária e a taxa de desemprego para encontrar *hysteresis* e finaliza com os efeitos da *hysteresis* do comércio

internacional no mercado de trabalho. No segundo capítulo são apresentados as fontes de dados e os métodos econométricos utilizados. O terceiro capítulo realiza uma síntese econômica do período, uma análise descritiva dos microdados e posteriormente, apresenta os resultados das estimações dos modelos de dados em painel. Por fim, no último capítulo, são tecidos alguns comentários a respeito dos resultados encontrados, além de considerações sobre perspectivas de continuidade para esse tema de pesquisa.

CAPÍTULO 1 – *Hysteresis* em Economia

O termo *hysteresis* originariamente foi utilizado na física, especificamente em alguns casos relacionados ao magnetismo (Cross, Allan, 1988). Este termo começou a ganhar relevância econômica a partir da década de 1970 em virtude de ser uma das prováveis explicações para a permanência das altas taxas de desemprego dos países europeus quando comparado com a tendência de redução da taxa de desemprego nos Estados Unidos da América e em meados da década de 1980 como uma das possíveis explicações para a persistência dos déficits comerciais na economia norte americana. Deste modo, o presente capítulo tem o objetivo de descrever o conceito e as aplicações de *hysteresis* em economia.

1.1) O Fenômeno *Hysteresis*

O fenômeno *hysteresis* denota uma situação em que um choque transitório pode ter efeitos permanentes, sendo a distinta característica de um modelo *hysterético* o fato de sua solução geralmente não poder ser derivada somente em função do estado atual das variáveis explicativas, havendo a necessidade de invocar o histórico anterior do sistema sob consideração. Dessa forma, a posição contemporânea de equilíbrio possui uma trajetória dependente causada por uma mudança estrutural endógena (Røed, 1997).

Segundo Göcke (2002) a *hysteresis* pode ser definida em dois tipos possíveis, a fraca e a forte. A *hysteresis* fraca tem como característica a existência de um valor crítico necessário para induzir a um persistente efeito *hysterético*. Entretanto, este efeito persistente não é irreversível, desde que ocorra uma segunda mudança temporária de maior intensidade em direção oposta na mesma variável exógena. Este acontecimento poderá induzir a uma reversão total da variável

endógena, de tal forma que retorne a situação de equilíbrio inicial. Essas relações de *hysteresis* fraca são observadas tipicamente no nível microeconômico. A *hysteresis* forte ocorre em função de um processo de agregação de uma multidão de elementos heterogêneos com comportamentos de *hysteresis* fraca. O resultado é uma relação macroeconômica agregada em que a definição de valores críticos não é necessária para gerar efeitos *hysteréticos*. Além disso, um choque de maior intensidade em direção oposta não faz com que o efeito persistente na variável endógena retorne a situação de equilíbrio inicial. Devido a esse reforço da característica *hysterética*, a *macro-hysteresis* é chamada de *hysteresis* forte (Göcke, 2002).

Muitos modelos surgiram para demonstrar o fenômeno de *hysteresis*, tanto para responder as questões relacionadas ao mercado de trabalho, quanto para elucidar a problemática de comércio internacional. Assim, abordaremos nas seguintes seções a possibilidade de ocorrência de ambos os fenômenos *hysteréticos*.

1.2) *Hysteresis* no Mercado de Trabalho

1.2.1) *Hysteresis* no Desemprego

Como comentado anteriormente, durante o decorrer dos anos 1970s, a taxa de equilíbrio de desemprego europeu passou de um nível extremamente baixo (menos de 3%) para patamares anteriormente impensáveis ao final da década (aproximadamente 6,5%) em função de uma série de choques adversos. Pelo lado da oferta ocorreram dois choques nos preços do petróleo e em consequência, uma redução na velocidade do crescimento da produtividade das empresas, em virtude de o petróleo ser o principal insumo energético, enquanto que pelo lado da demanda,

políticas fiscal e monetária contracionistas foram implementadas para controlar o processo inflacionário. Uma das fundamentais explicações para essa infeliz experiência foi uma resposta dinâmica do desemprego europeu aos impulsos iniciais (choques adversos) geradores desse problema, em que não ocorreu a reversão do desemprego à medida que os distúrbios causadores foram removidos. Essa permanência do desemprego em níveis elevados suscitou a hipótese de *hysteresis* para a taxa de desemprego. Várias explicações para o fenômeno de *hysteresis* no mercado de trabalho apareceram para responder a questão relacionada à persistência do desemprego europeu, explicitaremos abaixo a mais relevante, determinada pelos efeitos dos *insiders – outsiders* na determinação dos salários, desenvolvida por Blanchard e Summers (1986).

A primeira hipótese deste *paper* decorre do conjunto de salários serem dominados pelos *insiders*, os quais já estão correntemente ou recentemente empregados. A segunda hipótese é baseada no pressuposto de que os *insiders* não são trocados pelos *outsiders*, pois trabalhadores empregados não são substituídos pelos trabalhadores desempregados. Para esclarecer esses pontos, recapitularemos a conclusão principal do modelo original.

Todas as variáveis seguintes são expressas como logaritmos. A demanda da firma i no período t é dada por:

$$y_{it} = (m_t - p_t) - a(p_{it} - p_t), \quad a > 1 \quad (1.1)$$

em que y_{it} e p_{it} são respectivamente o produto e o preço nominal da firma i , m_t é a moeda nominal, e p_t o nível agregado de preços.

A função de produção de cada firma apresenta retornos constantes de escala, no qual o trabalho somente é argumento, desde que $y_{it} = n_{it}$, em que n_{it} é o emprego da firma i . Dados o custo marginal e elasticidade de demanda constantes, a maximização do lucro implica em $p_{it} = w_{it}$, em que w_{it} é o salário nominal pago pela firma i . Baseado nessas relações, e admitindo

que $p_t = w_t$, a demanda por trabalho derivada para a firma i é dada por

$$n_{it} = (m_t - w_t) - a(w_{it} - w_t). \quad (1.2)$$

Cada firma i é associada com um grupo de trabalhadores, n_i^* , organizados em um sindicato de firmas específicas. Os sindicatos são suficientemente fortes para determinar unilateralmente o conjunto de salários, e somente os interesses dos membros estão sob consideração. Os membros também recebem prioridade no emprego, e apenas quanto todos os membros estão empregados são abertas vagas de trabalho para não membros.

O conjunto de salários do sindicato é determinado pelo salário nominal, baseado nas expectativas de nível de preço, moeda nominal e o valor esperado dos choques tecnológicos, sendo, os salários escolhidos para o conjunto esperado de trabalhadores de acordo com a relação:

$$E(n_{it}) = (1 - \rho)n_i^* + \rho n_{it-1} \quad (1.3)$$

em que $0 \leq \rho \leq 1$ denota o peso atribuído aos membros desempregados. No extremo, quando ρ é igual a zero, em regra, encontramos o conjunto de salários para igualar o emprego esperado do quadro de membros, ao passo que, o sindicato somente consegue cobrir os interesses dos membros correntemente empregados quando ρ é igual a unidade.

As equações (1.2) e (1.3) implicam que o salário nominal satisfaz a seguinte equação:

$$E(m_t) - E(w_t) - a[w_{it} - E(w_t)] = (1 - \rho)n_i^* + \rho n_{it-1} \quad (1.4)$$

Assumimos que todas as firmas e grupos de trabalhadores são idênticos e o emprego somente é afetado pelos inesperados choques agregados. Assim, todos os sindicatos de firmas específicas escolhem o mesmo salário nominal, desde que $w_{it} = w_t = E(w_t)$. Substituindo essa última relação dentro da equação (1.2), então o resultado expandido do emprego agregado é dado

por $n_t = (1 - \rho)n^* + \rho n_{t-1} + [m_t - E(m_t)]$. Assumindo que os choques de oferta de moeda são aleatórios, independentes e identicamente distribuídos (i.i.d), então podemos reescrever como:

$$n_t = (1 - \rho)n^* + \rho n_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.5)$$

em que $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$. A equação (1.5) demonstra que se ρ é igual a unidade, o emprego apresenta uma raiz unitária, sendo esse o sinal de existência de *hysteresis* no desemprego.

Dessa maneira, percebemos que este modelo como um todo foi construído com base no emprego, mas sua conclusão extrapola para o desemprego. Para que os resultados no emprego sejam igualmente válidos para o desemprego é necessário ocorrer uma relação de um para um entre o emprego e o desemprego, de tal forma que n_t e n_{t-1} em (1.5) possa ser substituída por sua contrapartida no desemprego. Contudo, a maioria dos estudos encontra sua motivação na equação (1.5) e então realizam o teste da dinâmica de desemprego assumindo oferta de trabalho constante¹.

1.2.2) *Hysteresis* no Emprego sob Incerteza da Taxa de Câmbio

Utilizando a forma de ocorrência de *hysteresis* denominados modelos de retorno não ideal, Belke e Göcke (1999, 2002) analisam sua presença no mercado de trabalho, especificamente, sobre a decisão de contratação ou demissão de funcionários. A justificativa de *hysteresis* decorre da presença de custos irreversíveis (*sunk costs*) de contratação e demissão da força de trabalho,

¹ Ao assumir oferta de trabalho constante pressupõem que a única variável que determina a taxa de desemprego é a demanda por trabalho das firmas.

quando da entrada ou saída das empresas no mercado internacional ². Em decorrência de sua importância, por observar a existência de *hysteresis* no emprego pela ótica do comércio externo, o modelo de Belke e Göcke (1999, 2002) será apresentado com mais detalhes a seguir.

Assume-se que o horizonte de planejamento da firma é de um período e que a firma seja tomadora de preços no mercado externo. Dessa forma, a firma j utiliza a_j unidades de trabalho, ao custo salarial w , para produzir uma unidade do produto final, isto é, incorrendo em custos variáveis iguais a $w \cdot a_j$. Ao vender no mercado externo, a firma j recebe o preço p^* , assim, ao não considerar os custos de contratação e demissão de funcionários, encontramos o lucro bruto pela equação abaixo:

$$\pi_{j,t} = p^* \cdot e_t - w_t \cdot a_{j,t} \quad (1.6)$$

em que t é um índice de tempo; j é um índice para potenciais exportadores; $\pi_{j,t}$ o lucro bruto da firma j no período t ; p^* o preço de exportação do bem doméstico, e_t a taxa de câmbio; w_t a taxa de salário; $a_{j,t}$ o coeficiente do insumo trabalho da firma j no tempo t .

Para simplificar o modelo, assumimos $w_t = w$ e $a_{j,t} = a_j$ e normalizamos p^* para a unidade. Dessa maneira, o lucro bruto da firma j no tempo t passa a ser expresso como:

$$\begin{cases} \pi_{j,t} = e_t - w \cdot a_j & \text{se ativa} \\ \pi_{j,t} = 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (1.7)$$

Adicionando-se à análise os custos de contratação (incluso o treinamento), H_j , realizados no momento de entrada e de demissão, F_j , incorrido no momento de saída do mercado, a decisão se a firma vende externamente ou não, é alcançada pela comparação do valor presente dos

² Esses custos relacionados ao emprego da força de trabalho decorrem de custos de contratação e treinamento de funcionários, custos associados ao tempo necessário para o trabalhador alcançar a produtividade padrão (*learning-by-doing*) e pela depreciação da qualidade do trabalho após uma longa duração de desemprego.

retornos esperados estando ou não ativa no comércio externo no período t de decisão ³. A firma j tendo estado ativa no período anterior e continuando ativa ganhará no período t o lucro bruto $\pi_{j,a,t}$. O fator de desconto é definido como $\delta = 1/(1+i)$, com taxa de juros i , sendo o valor presente de horizonte infinito de planejamento para continuar na atividade exportadora dado por $(e - w.a_j)/(1 - \delta)$. Este valor deve ser comparado aos custos de demissão de funcionários $(-F_j)$.

Com isso, o valor crítico da taxa de câmbio para a demissão de funcionários é dado por:

$$\beta_j = e_{j,saída}^c = w.a_j - (1 - \delta).F_j \quad \text{com a demissão de funcionários se } e_t < \beta_j \quad (1.8)$$

Entretanto, a receita unitária terá que no mínimo cobrir os custos salariais $w.a_j$ menos o valor descontado do custo de saída. Seguindo análise similar, considerando os custos de contratação e treinamento dados por H_j , o ponto crítico da taxa de câmbio para a contratação de funcionários é dado por:

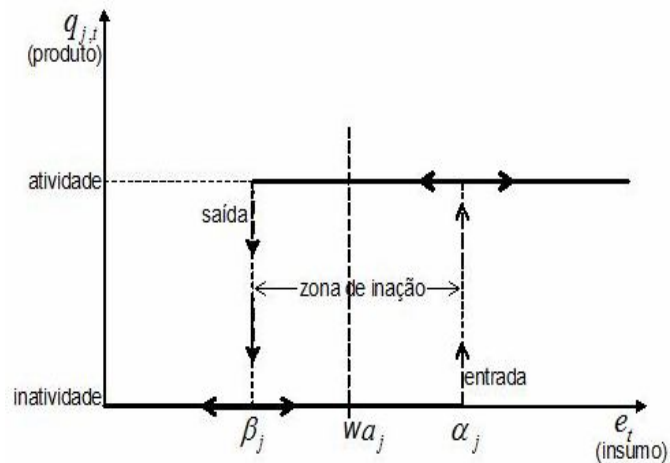
$$\alpha_j = e_{j,entrada}^c = w.a_j + (1 - \delta).H_j \quad \text{com contratação se } e_t > \alpha_j \quad \text{e} \quad \alpha_j > \beta_j \quad (1.9)$$

A conduta da firma nesse mercado pode ser demonstrada pelo gráfico 1.1 abaixo. Conforme é possível perceber as decisões de contratação e demissão não são determinadas apenas em função do lucro líquido corrente, mas deve levar em conta também a existência de custos irreversíveis de contratação ou demissão. Dessa forma, movimentos da taxa de câmbio e_t dentro do intervalo $[\beta_j, \alpha_j]$ podem fazer com que as firmas inativas ou ativas no mercado externo não alterem seu estado, dependentes do seu estado anterior, determinando uma região superposta de estados de inatividade ou atividade. Essa região é denominada por zona de inação, em que nesse intervalo de variações da taxa de câmbio não ocorrem efeitos sobre a decisão de participação, ou não no mercado externo, e conseqüentemente, sobre a contratação ou demissão de funcionários.

³ Caso a empresa decida reentrar os custos de contratação e treinamento devem ser efetuados novamente.

A mudança de um estado para outro dependerá do alcance de taxas de câmbio críticas que motivem as mudanças de estado. Esses valores críticos são subordinados aos estados anteriores da firma, podendo ser provocados por variações incomuns da taxa de câmbio. Se os valores críticos não forem atingidos, o *status* de atividade continuará inalterado.

Gráfico 1.1 – Criação da Zona de Inação



Belke e Göcke (1999, 2002) também desenvolveram um modelo com incerteza para um período à frente, incluindo choques sobre a taxa de câmbio com probabilidades iguais de serem positivos ou negativos ($\Pr(\varepsilon) = \Pr(-\varepsilon) = 0.5$). Além disso, é suposto que a incerteza está restrita ao primeiro período, sendo representada por um choque não recorrente sobre a taxa de câmbio. A adição dessa incerteza ao modelo amplia o intervalo da zona de inação para a contratação e demissão de funcionários. Isto ocorre em função das firmas passarem a adotar estratégias do tipo “esperar e ver” (*wait and see*), postergando suas decisões na presença de maior incerteza ou na necessidade de maior incorrência em custos irre recuperáveis (*sunk costs*).

A decisão de entrada no mercado externo pode ser comparada a uma decisão de investimento que provoca a contratação de funcionários, podendo ser realizada no momento

corrente t , ou realizada em um período à frente. Dessa forma, percebemos que a decisão de entrar no mercado externo e em decorrência contratar funcionários faz com que o lucro proveniente da atuação nesse mercado deva ser diferente entre o primeiro período de atuação, quando a firma incorre nos custos de contratação de funcionários, e os próximos períodos. No momento da entrada o lucro é dado por $\left[\delta \cdot (e + \varepsilon - w \cdot a_j) / (1 - \delta) \right] - \delta \cdot H_j$ e com a permanência passa a ser $\delta \cdot (e + \varepsilon - w \cdot a_j) / (1 - \delta)$. Portanto, caso a firma decida entrar no presente momento, o valor presente esperado da entrada imediata é dado por:

$$E_t(V_{j,t}^{entrar}) = -H_j + \frac{e - w \cdot a_j}{1 - \delta} \quad (1.10)$$

Por outro lado, caso a firma decida esperar um período para adotar sua decisão, somente entrando no mercado em condições favoráveis, com isso, o valor presente esperado da estratégia do tipo “esperar e ver” para a firma previamente inativa será dado pela equação abaixo:

$$E_t(V_{j,t}^{esperar}) = -\frac{1}{2} \cdot \delta \cdot H_j + \frac{1}{2} \cdot \delta \cdot \frac{e + \varepsilon - w \cdot a_j}{1 - \varepsilon} \quad (1.11)$$

Em função da característica irreversível do investimento conjuntamente com os custos envolvidos na contratação de funcionários e a possibilidade de esperar um período determinam o custo de oportunidade de se investir e conseqüentemente contratar imediatamente, ao invés de aguardar um período. Esse custo de oportunidade é encontrado por meio da diferença entre os valores presentes líquidos esperados, obtidos por:

$$OV(e, \varepsilon) = E_t(V_t^{esperar}) - E_t(V_t^{entrar}) \quad \text{com} \quad \frac{\partial OV}{\partial e} < 0 \quad e \quad \frac{\partial OV}{\partial \varepsilon} > 0 \quad (1.12)$$

Comparando com a racionalização dos mercados de opções, o investidor que possui a oportunidade de aguardar para contratar é semelhante àquele que tem uma opção de compra de

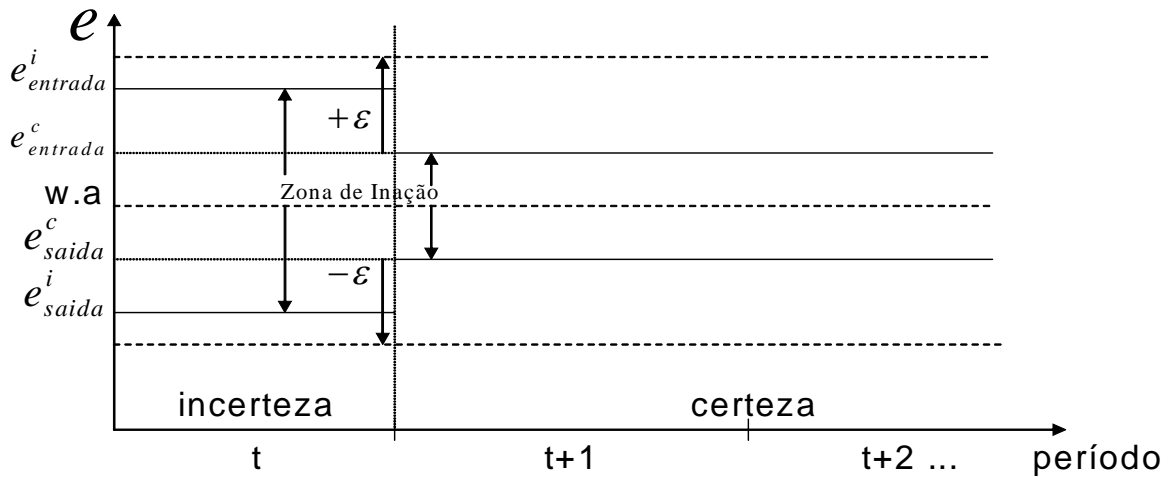
um bem, que se valoriza a medida que se eleva a incerteza sobre o desempenho futuro dos preços, já que admite maiores ganhos no mercado quando aumentos dos preços possam ser obtidos, enquanto que a perda interligada à queda dos preços está restrita ao preço da opção. Dessa forma, um aumento da incerteza eleva o valor da opção de se empregar depois. Já o aumento da taxa de câmbio corrente, e_t , deve fazer com que seja mais oneroso se conservar na posição de espera em decorrência da perda de receita corrente, beneficiando a decisão de contratação imediata com a entrada no comércio externo. A taxa de câmbio crítica para o qual os valores presentes líquidos esperados da entrada imediata ou de se esperar um período se equiparam no ponto em que $E_t(V_t^{esperar}) = E_t(V_t^{entrar})$, ou seja, quando $OV = 0$, assim sendo, neste momento temos o seguinte valor crítico da taxa de câmbio de contratação de funcionários:

$$\alpha_{j,entrada}^i = e_{j,entrada}^i = w.a_j + (1-\delta).H_j + \frac{\delta.\varepsilon}{2-\delta} = e_{j,entrada}^c + \frac{\delta.\varepsilon}{2-\delta} = e_{j,entrada}^c + \frac{\varepsilon}{1+2i} \text{ com}$$

contratação de funcionários caso $e_t > e_{j,entrada}^i$ (1.13)

Portanto, o valor crítico da taxa de câmbio de contratação (demissão) de trabalhadores é positivamente (negativamente) aumentado pelo termo de $\frac{\varepsilon}{(1+2i)}$, fazendo com que a incerteza em relação a taxa de câmbio futura leve a uma expansão da zona de inação, como fica demonstrado pelo gráfico abaixo:

Gráfico 1.2 – Zona de inação sob incerteza no período t



Após esta análise dos modelos de Blanchard e Summers (1986) e Belke e Göcke (1999, 2002), há a necessidade de realizar algumas constatações em relação a ambos.

No primeiro modelo, as conclusões a respeito de *hysteresis* foram baseadas no desemprego, partindo-se do pressuposto que obteríamos resultados idênticos ao utilizar tanto o emprego quanto o desemprego. Entretanto, a esperada semelhança entre *hysteresis* no desemprego e *hysteresis* no emprego esconde grandes diferenças. De acordo com Gustavsson (2007), ao utilizar as taxas de emprego encontraram-se evidências de *hysteresis* em países em que os estudos anteriores, ao utilizar a taxa de desemprego, não demonstravam a ocorrência desse fenômeno no mercado de trabalho. Isso indica que a hipótese implícita de oferta de trabalho constante ao utilizar a taxa de desemprego como variável dependente provavelmente provoca uma falsa e pobre aproximação para o comportamento atual do mercado de trabalho, colocando em dúvida as conclusões prévias da literatura.

Além disso, há outros dois problemas nos estudos construídos com base no *paper* de Blanchard e Summers (1986) em função da utilização de equações diferenças lineares com raiz unitária. O primeiro, pelo fato de as equações diferenças lineares com raiz unitária possuírem

uma memória não seletiva de todos os choques passados, enquanto que na verdade, um sistema *hysterético* funciona com memória seletiva, lembrando somente o último extremo não dominado que levou ao equilíbrio localmente estável (Cross, 1994). O segundo, causado pelo fato de as equações diferenças lineares com raiz unitária retornarem ao equilíbrio inicial caso recebam um choque igual em direção contrária ao primeiro, sendo que, em um sistema com *hysteresis*, dois sucessivos choques de mesma intensidade com sinais opostos levam a um novo equilíbrio com caminho não linear (Amable et al., 1993).

Já no modelo de Belke e Göcke (1999, 2002), todos estes possíveis problemas comentados foram sanados, pois tanto a construção quanto as conclusões foram baseadas no emprego, e ao invés de empregar a dinâmica de raiz unitária utiliza-se equações diferenciais, conseguindo captar a transição de uma área para outra envolvendo não linearidade por meio das zonas de inação.

1.3) *Hysteresis* em Comércio Internacional

A lenta recuperação dos saldos comerciais nos EUA ao final dos anos de 1980, após a sensível desvalorização da moeda americana posteriormente a 1985, fez com que alguns autores levantassem a hipótese de que a persistência dos déficits comerciais seria o produto de uma irreversibilidade associada à *hysteresis* na balança comercial. Esta irreversibilidade provocou a não ocorrência de respostas satisfatórias de entradas ou reentradas das firmas no mercado externo mesmo depois da acentuada desvalorização cambial, de tal forma que o crescimento das exportações não foi suficientemente robusto para ultrapassar o valor importado. Apresentaremos em seguida dois modelos teóricos inseridos neste tipo de raciocínio, respectivamente, Baldwin e Krugman (1989) e Roberts e Tybout (1997).

Baldwin e Krugman (1989) empregam o conceito de *hysteresis* aos fluxos de comércio internacional, associando sua existência à presença de custos irreversíveis (*sunk costs*) de entrada e saída das firmas no mercado externo. Esses custos irrecuperáveis (*sunk costs*) seriam causados em decorrência da necessidade de articulação de novos canais de distribuição dos produtos, gastos com propaganda e estabelecimento de marca, adaptação aos padrões técnicos e de consumo dos mercados externos, dentre outros. Devido aos custos irreversíveis específicos à firma, a decisão de entrada ou saída do mercado externo seria dependente do alcance de pontos críticos da taxa de câmbio para sua entrada e saída. Os pontos críticos determinariam intervalos de flutuação da taxa de câmbio denominados zonas de inação, para os quais não seria vantajoso alterar o *status* da empresa (exportadora ou não exportadora). Desse modo, as empresas que não estão no comércio externo tendem a permanecer fora e as que já estão dentro do comércio internacional tendem a continuar nesse comércio.

O modelo de Baldwin e Krugman (1989) apud Kannebley (2006) foi construído como se segue abaixo:

Considerando um arcabouço de comércio entre dois países, em que a indústria seja formada por uma firma estrangeira monopolista (exportadora monopolista) capaz de fornecer para todo o mercado doméstico. Dessa maneira, parte-se do pressuposto que caso a firma escolha entrar no mercado doméstico, ela será monopolista nesse mercado. Sua curva de inversa de demanda no instante t será dado por:

$$P_t = D(Q_t) \quad (1.14)$$

em que P é o preço no mercado em moeda doméstica e Q é a quantidade ofertada.

Os custos marginais em moeda estrangeira são tidos como constantes e a firma estrangeira objetiva maximizar seus lucros em moeda estrangeira. Em decorrência da entrada da firma

estrangeira no mercado doméstico, os lucros decorrentes das atividades exportadoras serão dados por:

$$L_t = (e_t P_t - c) Q_t \quad (1.15)$$

em que L_t é o lucro operacional corrente, e_t é a taxa de câmbio no período corrente e c é o custo marginal constante.

Para o caso da firma estar no mercado doméstico, escolherá Q para maximizar L , de forma que o resultado do problema convencional de formação de preço do monopolista seja representado como:

$$L_t = L(e_t), \quad \text{com} \quad \frac{dL_t}{de_t} > 0 \quad (1.16)$$

A firma incorre em custos tanto para entrar como para permanecer no mercado doméstico, sendo os custos de entrada, F , superiores aos custos de manutenção, G , isto é, $F > G$. O retorno líquido, NPV, obtidos em todos os períodos, será dado pela diferença entre os lucros de operação e os custos de entrada ou manutenção. As possibilidades do retorno líquido (NPV) são:

$$\begin{aligned} NPV &= 0 && \text{se a firma escolhe não entrar no mercado} \\ &= L_t - G && \text{se a firma já está no mercado} \\ &= L_t - F && \text{se a firma opta por entrar no mercado} \end{aligned} \quad (1.17)$$

Supondo uma firma neutra ao risco, seu objetivo será maximizar o valor presente esperado dos retornos líquidos. Adotando uma taxa de desconto constante R , assim, seu objetivo será maximizar:

$$W = E \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} NPV_t R^t \right\} \quad (1.18)$$

Ao admitir a hipótese de que a taxa de câmbio é uma variável aleatória independente e identicamente distribuída (i.i.d) entre os períodos, ou seja, $E(e_t) = \mu$ e $E(e_t - \mu) = \sigma_e^2$, estamos também aceitando que o valor de “e” será revelado em cada período antes que a firma tome a decisão se estará, ou não, no mercado.

Nesse modelo não existe uma situação inicial de equilíbrio, pois as escolhas de entrada ou saída da firma são consideradas em função de sua situação anterior. Conforme demonstrado em (1.17), a firma defronta-se com várias possibilidades. Caso a firma já estivesse no mercado no período anterior, ela poderá escolher entre abandonar ou permanecer no mercado. Se permanecer obterá um valor presente esperado de $L(e) - G + RV_t$, em que V_t é o valor presente dos retornos futuros da firma que estava no mercado no período anterior, calculado antes de conhecer a taxa de câmbio. Considerando a suposição de “e” ser uma variável aleatória i.i.d., com isso, V_t permanecerá em um valor esperado constante, mas será dependente da estratégia da firma, devendo ser determinado concomitantemente a estratégia. Para o caso de optar em sair do mercado, não conseguirá nenhum retorno. Entretanto, há ainda a opção para essa firma de entrar posteriormente no mercado e alcançar um valor presente esperado de RV_0 , em que V_0 é o valor presente esperado de uma firma que estava fora do mercado no período anterior.

De maneira similar, para uma firma que está fora do mercado, caso decida entrar, seu valor presente esperado será $L(e) - F + RV_t$, mas se decide permanecer fora do mercado, seu valor será RV_0 .

Assim, a estratégia ótima da firma está sujeita a taxa de câmbio em vigor. Caso a firma esteja fora do mercado, somente tomará a decisão de entrar no mercado na situação em que prevaleça uma taxa de câmbio superior a e_t . Se a firma já está no mercado, exercerá a opção de

saída quando a taxa de câmbio prevalecente for inferior a uma taxa e_0 . Os valores críticos, e_1 e e_0 serão definidos implicitamente pelas condições de indiferença abaixo:

$$L(e_1) - F + RV_1 = RV_0 \quad (1.19)$$

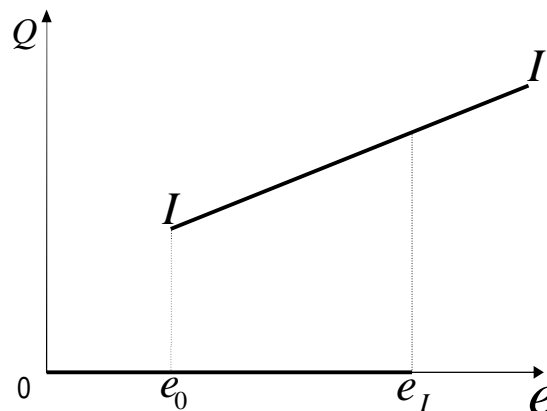
$$L(e_0) - G + RV_1 = RV_0 \quad (1.19 \text{ a})$$

A partir dessas condições é possível observar que:

$$L(e_1) - L(e_0) = F - G > 0 \quad (1.20)$$

Pelo fato de $L(e)$ ser uma função crescente em “e”, isto implica que $e_1 > e_0$, ou seja, a taxa de câmbio que induz a entrada deve ser superior àquela que induz à saída. O gráfico 1.3 abaixo, das importações do país evidenciam os efeitos das flutuações da taxa de câmbio sobre as importações desse país. O gráfico de importações possui duas partes. A primeira, para o caso em que a firma está fora do mercado, em que as importações do país doméstico são nulas, demonstradas pela linha horizontal $0e_1$. A segunda, para o caso em que a firma participa do mercado, possuindo uma relação crescente com a taxa de câmbio representada pela reta II. Para o intervalo da taxa de câmbio $[e_0, e_1]$, a firma pode estar fora ou participando do mercado, em função de essa ser a zona de inação.

Gráfico 1.3 – Taxas de Câmbio Limiares e Zona de Inação



Suponha uma distribuição de “e” que faça com que a taxa de câmbio raramente encontre-se fora do intervalo $[e_0, e_T]$. Caso venha a ocorrer um choque que leve a taxa de câmbio para fora desse intervalo, haverá um deslocamento na oferta da indústria que será o resultado de uma mudança estrutural na relação entre a taxa de câmbio e as importações do país doméstico (exportações do país estrangeiro), sendo esse o fenômeno de *hysteresis*. O retorno da taxa de câmbio ao intervalo de flutuação $[e_0, e_T]$ não fará com que a relação retorne ao seu equilíbrio inicial, devendo para isso ocorrer um choque em direção oposta e de magnitude que extrapole o intervalo $[e_0, e_T]$ para que a antiga relação seja restaurada.

A fim de explicar os padrões de entrada e saída do comércio externo, Roberts e Tybout (1997) construíram um modelo levando em consideração os efeitos do histórico exportador no *status* exportador corrente, o que permite inferir a respeito da importância dos custos irreversíveis na persistência dos movimentos de entrada e saída do mercado externo. O modelo de decisão de exportar é baseado em uma firma interessada na maximização dos lucros, considerando os lucros esperados de acordo com os custos irrecuperáveis de entrada e saída derivados dessa decisão. Em cada período t a variação dos lucros brutos ajustados pelos custos irreversíveis é dada pela seguinte equação:

$$\hat{\pi}_{it} = Y_{it} \left[\pi_{it}(p_t, s_{it}) - F_i^0 (1 - Y_{i,t-1}) - \sum_{j=2}^{J_i} (F_i^j - F_i^0) \tilde{Y}_{i,t-j} \right] - X_i Y_{i,t-1} (1 - Y_{it}) \quad (1.21)$$

em que $\pi_{it}(p_t, s_{it})$ é o diferencial de lucro esperado caso a firma exporte, p_t é o vetor de variáveis correspondentes às forças de mercado (exógeno), s_{it} é o vetor de variáveis de estado específicas à firma; Y_{it} é 1 se a firma exporta no período t e 0 caso contrário; F_i^0 é o custo de entrada caso a firma nunca tenha exportado; X_i é o custo de saída do mercado; F_i^j é o custo de reentrada no mercado para uma firma que abandonou o mercado no período $t-j$ ($j \geq 2$); $Y_{i,t-j}$ é uma variável

indicador, sendo 1 se firma exporta no período $t-j$ e 0 caso contrário (com $j=0,1,\dots,J_i$), sendo

$\tilde{Y}_{it-j} = \left(Y_{i,t-j} \prod_{k=1}^{j-1} (1 - Y_{i,t-k}) \right)$ um sumário da experiência exportadora recente da empresa⁴.

Partimos do pressuposto que no período t os gerentes determinam a seqüência de participação da firma no mercado externo de forma a maximizar os lucros correntes e futuros, descontados os custos irrecuperáveis. A maximização desse *payoff* é dada por:

$$V_{it}(\Omega_{it}) = \max_{\{Y_{is}\}_{s=t}^{\infty}} E_t \left(\sum_{s=t}^{\infty} \delta^{s-t} \hat{\pi}_{is} / \Omega_{it} \right) \quad (1.22)$$

em que E_t é um operador de expectativas condicionado ao conjunto de informações da firma i no tempo t , δ é a taxa de desconto no tempo e $V_{it}(\Omega_{it})$ é o valor presente dos retornos esperados, condicionados ao conjunto de informações Ω_{it} . A firma i escolhe o valor corrente Y_{it} que satisfaz a equação de Bellman:

$$V_{it} = \max_{Y_{it}} \hat{\pi}_{it} + \delta E_t \left[V_{i,t+1} / Y_{it} \right] \quad (1.23)$$

Dessa forma, para o caso da não existência de custos irrecuperáveis, o padrão de entrada e saída das firmas seria função apenas dos lucros correntes advindos da atividade exportadora. No entanto, na presença desses custos torna-se importante para a explicação do *status* exportador corrente o histórico exportador da empresa⁵. Ou seja, na presença de custos irrecuperáveis a decisão da firma de exportar no período t é dada por⁶:

$$\begin{aligned} & \pi_i(p_t, s_{it}) + \delta \left[E_t \left(V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1}) \middle| Y_{it} = 1 \right) - E_t \left(V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1}) \middle| Y_{it} = 0 \right) \right] \geq \\ & F_i^0 - (F_i^0 + X_i) Y_{i,t-1} + \sum_{j=2}^{J_i} (F_i^0 - F_i^j) \tilde{Y}_{i,t-j} \end{aligned} \quad (1.24)$$

⁴ Se $\tilde{Y}_{i,t-j}=1$ a firma estava presente no mercado externo j períodos atrás e 0 caso contrário. Note também que $(F_i^0 + X_i)$ é a soma dos custos de entrada e saída de quem nunca exportou, fazendo referência à zona de inação.

⁵ Pois atua na formação de expectativas das entradas e saídas futuras do mercado externo.

⁶ O leitor atento pode perceber que essa condição é similar à composição das condições de indiferença (1.19) e (1.19 a) propostas por Baldwin e Krugman (1989) e apresentadas acima na síntese teórica.

Portanto, se os custos irre recuperáveis são importantes, é necessário aparecer sob a forma de variáveis indicador no lado direito da expressão. Adicionalmente, a incerteza sobre p_t está presente nas expressões $E(V_{it}(\Omega_{it}))$. Assim sendo, a participação no mercado externo é resumida pela equação de escolha discreta dinâmica dada por:

$$Y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{se } \pi_{it}^* - F_i^0 + (F_i^0 + X_i)Y_{i,t-1} + \sum_{j=2}^{J_i} (F_i^0 - F_i^j)\tilde{Y}_{i,t-j} \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (1.25)$$

em que $\pi_{it}^* = \pi_i(p_t, s_{it}) + \delta[E_t(V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1}))|Y_{it} = 1] - [E_t(V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1}))|Y_{it} = 0]$.

Aproximando $\pi_{it}^* - F_i^0$ como uma forma reduzida expressa em termos de variáveis exógenas relativas às características observáveis das firmas e do mercado, o modelo assume que a variação de $\pi_{it}^* - F_i^0$ é função de três tipos de variáveis: efeitos específicos ao tempo, que refletem mudanças em nível da indústria ou macro, das condições exportadoras (μ_i), diferenças observáveis nas características das firmas (Z_{it}) e um termo aleatório. Assim, a forma reduzida em termos de variáveis exógenas é dada pela seguinte expressão:

$$\pi_{it}^* - F_i^0 = \mu_i + \beta Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1.26)$$

A representação dos efeitos dos custos irre recuperáveis é realizada por meio de variáveis dependentes defasadas, adotando-se as restrições para a identificação do modelo em que $F_i^0 = F^0$ e que $F_i^j = F^j$ para $j < J$ e $X_i = X$. Com isso é possível definir os parâmetros $\gamma^j = F^0 - F^j$ ($j=2, \dots, J$) e $\gamma^0 = F^0 + X$, que ao substituir a forma reduzida em termos de variáveis exógenas dentro da equação de escolha discreta dinâmica, produz o seguinte modelo empírico:

$$Y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{se } 0 \leq \mu_i + \beta Z_{ij} + \gamma^0 Y_{i,t-1} + \sum_{j=2}^{J_i} \gamma^j \tilde{Y}_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (1.27)$$

Conforme foi argumentado anteriormente, se a decisão de exportar não implica na incorrência de custos irrecuperáveis, então essa decisão é independente do histórico passado de exportação da firma. Com isso, a hipótese nula de ausência de custos irrecuperáveis é que γ^0 e γ^j são conjuntamente iguais a zero. Caso contrário, os custos irrecuperáveis são relevantes⁷.

1.4) Efeitos da *Hysteresis* do Comércio Internacional sobre o Mercado de Trabalho

Esta seção procura realizar uma síntese dos argumentos teóricos apresentados ao longo do capítulo que darão as bases para o desenvolvimento das previsões teóricas em termos das variáveis de interesse.

Primeiramente, é importante salientar que a teoria prevê a existência de *hysteresis* no emprego independentemente da firma ser exportadora ou não. Isso pode ocorrer em função de argumentos de *insiders / outsiders* (Blanchard e Summers, 1986), depreciação do capital físico e humano (Phelps, 1972), formação de preferências (Vendrik, 1993), presença de custos irreversíveis de contratação e demissão (Belke e Göcke, 1999, 2002), entre outros.

No entanto, como variações na produção causam impactos no emprego, a persistência no emprego pode ser reforçada caso exista uma persistência na produção. Nesse caso, a persistência na produção será justificada, principalmente, pelo fato da empresa estar inserida no mercado

⁷ Usando dados em painel de 650 firmas Colombianas, durante o período de 1981 a 1989, Robert e Tybout (1997) rejeitam a hipótese nula de que os custos de entrada não são relevantes para explicar o status exportador corrente, demonstrando que o modelo de *hysteresis* baseado em custos irrecuperáveis é empiricamente relevante. É demonstrado também que a experiência exportadora sofre rápida depreciação, fazendo com que a reentrada, após dois anos de ausência do mercado externo, implique na incorrência de custos de entrada equivalente aos daquelas firmas que nunca exportaram. Inversamente, firmas que reentram no mercado após um único ano de abandono incorrem em custos de reentrada inferior aos custos de quem nunca participou do mercado externo.

externo. Como as empresas exportadoras atuam em um mercado mais competitivo possuem várias características diferenciadas em relação às não exportadoras. Segundo Arbache e De Negri (2001), as empresas exportadoras empregam um maior número de funcionários, os salários são mais elevados, os trabalhadores possuem maior qualificação (média de anos de estudos) e possuem um tempo de emprego mais duradouro, quando comparadas às não exportadoras. Em função destes diferenciais tornam - se mais eficientes e apresentam maior produtividade.

Uma outra importante constatação se relaciona ao fato de estas empresas pagarem prêmios salariais, provavelmente baseadas na teoria do salário eficiência, para conseguirem, por um lado, aumentar a produtividade dos trabalhadores fazendo com que os funcionários se esforcem mais no trabalho e não mudem de emprego constantemente (Stiglitz, 1986) e por outro, associados a redução dos custos de monitoramento (Shapiro e Stiglitz, 1984). Arbache e De Negri (2001), utilizando os microdados da RAIS, SECEX, do cadastro do Censo de Capitais Estrangeiros do Banco Central, do cadastro amostral da Pesquisa Industrial Anual (PIA) e PNAD, confirmaram o pagamento de prêmios salariais pelas firmas exportadoras por meio de um modelo econométrico envolvendo a equação de salários para o ano de 1998. Demonstrando que os indivíduos com idênticos padrões produtivos inseridos em uma mesma região e indústria receberiam um salário mais elevado por trabalharem em uma firma exportadora. Além disso, Arbache (2001), por meio de dados da RAIS para os anos de 1988, 1992 e 1993, comprovou que os modelos de salário eficiência representam uma boa explicação para os diferenciais salariais das firmas brasileiras.

Estas características por si mesmas já provocariam resultados melhores no mercado de trabalho para as empresas exportadoras quando comparadas as não exportadoras. Entretanto, não conseguimos determinar a direção de causa e efeito para o alcance destas características mais eficientes, podendo ser as características diferenciadas da empresa que faz com que se torne exportadora ou o fato de ser exportadora levar a estas características diferenciadas.

Portanto, percebemos que os empregados das firmas exportadoras possuem naturalmente uma maior estabilidade no mercado de trabalho por dois motivos: *hysteresis nas exportações* e salário eficiência. As hipóteses associadas ao salário eficiência, como foi demonstrado acima, já foram confirmadas, restando a hipótese de transbordamento da *hysteresis* nas exportações sobre o mercado de trabalho.

Primeiramente, este comportamento distinto das firmas exportadoras em relação às não exportadoras pode ser confirmado pela significância estatística de uma variável *dummy* expressando a inserção da firma i no tempo t em atividade exportadora em um modelo econométrico em que a variável dependente seria uma variável relacionada a rotatividade da mão-de-obra. Essa variável *dummy* seria construída da seguinte forma:

$$Y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{se exportadora} \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (1.28)$$

Adicionalmente, caso o status corrente de exportação seja dependente do histórico exportador passado da firma, esse fator determinará a *hysteresis* na atividade exportadora. Havendo *hysteresis* nas exportações, as empresas atuantes no comércio externo dificilmente modificam a posição em que se encontram, de tal forma que as decisões de entrada ou saída do mercado externo com a conseqüente contratação ou demissão de funcionários tendem a realizar-se em condições que superariam àquelas consideradas normais, tanto no sentido favorável, como desfavorável. Essa “persistência” na decisão é ampliada em ambientes com maior incerteza, tornando também mais persistente o emprego e reduzindo, por conseqüência a rotatividade da mão-de-obra e a variação do estoque de funcionários. Sendo assim, deve-se esperar que as taxas de rotatividade e variação no estoque de funcionários das empresas exportadoras sejam em média menores do que as correspondentes não exportadoras e que a permanência no emprego nas firmas exportadoras seja maior do que nas firmas não exportadoras.

CAPÍTULO 2 - Metodologia

Este capítulo primeiramente procura apresentar à descrição das fontes de dados, em seguida, a metodologia empírica e a definição das variáveis relevantes e por fim, os métodos de estimação utilizados neste trabalho.

2.1) Fonte de Dados

Para a execução deste estudo serão utilizados os microdados disponíveis na SECEX (Secretaria de Comércio Exterior) e RAIS desagregados por CNPJ (Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica) para identificar cada firma (identificando se o trabalhador foi admitido ou desligado naquele ano, e em caso positivo, em qual mês isso ocorreu) da indústria de transformação paulista. Para trabalharmos apenas com a indústria de transformação utilizamos a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE). Esse conjunto de dados permitirá construir e analisar, a partir de cruzamentos de informações, medidas de rotatividade de mão-de-obra, diferencial do estoque de funcionários e permanência no emprego para firmas exportadoras e não exportadoras, durante os períodos de 1990 a 1997. Além disso, será possível elaborar as variáveis de controle relativas às características observáveis das empresas, e por meio das *dummies* de ano realizar a comparação de resultados em função de diferentes regimes cambiais (câmbio flutuante e bandas cambiais).

2.2) Metodologia Empírica e Variáveis Relevantes

A estratégia empírica deste estudo será utilizar o pressuposto de *hysteresis* para as exportações brasileiras demonstradas por Kannebley Jr (2006), e em função disso, observar as decorrentes modificações no tempo de permanência dos trabalhadores nas firmas e no diferencial de estoque de funcionários, para poder inferir com maior propriedade a respeito da rotatividade da mão-de-obra, além de analisar as próprias modificações na taxa de rotatividade.

A técnica empregada para isto será os dados em painel balanceado, com o objetivo de acompanhar as firmas sobreviventes em todos os anos analisados. Como o exposto por Baltagi (2005), os dados em painel referem-se ao conjunto de dados no qual se têm informações de diversos indivíduos (famílias, países, firmas, etc.) ao longo de vários períodos de tempo.

As especificações dos modelos, de modo geral, serão dadas segundo a equação abaixo:

$$Y_{it} = \mu_i + X_{it}\beta + \alpha Exp_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.1)$$

em que:

Y_{it} são as variáveis dependentes, taxa de rotatividade da mão-de-obra, a permanência no emprego e a variação de estoque de funcionários; X_{it} é um vetor ($k \times 1$) de variáveis explicativas possivelmente endógenas, composto pelas características observáveis das empresas, instrumentalizadas por um vetor ($k \times 1$) de variáveis instrumentais excluídas, conhecidas por Z_{it} ; β é um vetor ($k \times 1$) de coeficientes; Exp_{it} uma variável *dummy* expressando a inserção da firma i no tempo t em atividade exportadora ou a variável predita de exportação (explicada logo abaixo) e ε_{it} o erro aleatório.

No primeiro conjunto de modelos, envolvendo cada uma das variáveis dependentes, conhecidos como M1, o comportamento distinto das firmas exportadoras em relação às não exportadoras pode ser confirmado pela significância estatística do coeficiente α interligado a variável *dummy* expressando a inserção da firma i no tempo t em atividade exportadora.

No segundo conjunto de modelos, denominado por M2, a fim de captar de modo mais acurado o efeito da *hysteresis* nas exportações sobre as variáveis relacionadas à rotatividade, colocaremos como variável explicativa os coeficientes da variável dependente defasada em um e dois períodos encontrados na estimação pelo método de Arellano e Bond (1991) em que a variável dependente é a variável Export (*dummy* de exportação), multiplicados, respectivamente, pelas variáveis Export_t_1 e Export_t_2. Esta é a variável predita de exportação, denominada neste trabalho como P_Export, sendo arquitetada desta maneira para não ocorrer as perdas de observações que ocorreriam pelo método de Arellano e Bond. Este tipo de construção tende a captar a presença de custos irreversíveis relacionados ao histórico exportador das firmas, sendo a característica distintiva do resultado de *hysteresis* na atividade exportadora.

As variáveis dependentes do estudo são definidas por:

A) A taxa de rotatividade da mão-de-obra: dada por duas medidas diferentes. Na primeira consideramos a rotatividade como a soma do total de admissões e desligamentos que ocorrem no intervalo de t a $t-1$. Segundo Ribeiro (2001) esta medida demonstra a movimentação entre ocupação e desocupação. Assim, chamaremos esta medida de rotatividade Geral da mão-de-obra, sendo dada por:

$$R_{it}^{ger} = \frac{(a_{it} + d_{it})}{[(Lc_{it} + Lf_{it})/2]} = \frac{(a_{it} + d_{it})}{\bar{L}_{it}} \quad (2.2)$$

B) No segundo, um índice que leva em conta apenas a quantidade de trabalhadores que foram substituídos no período, utilizado em um estudo de Orellano e Pazello (2006). Dessa

forma, o número total de demissões somente será considerado se um número equivalente de admissões de trabalhadores ocorrerem no período, e vice-versa. Para diferenciar da taxa de rotatividade geral da mão-de-obra, esse segundo índice será denominado rotatividade de substituição de mão-de-obra, calculado pela fórmula abaixo:

$$R_{it}^{sub} = \frac{[\min(a_{it}, d_{it})]}{[(Lc_{it} + Lf_{it})/2]} = \frac{[\min(a_{it}, d_{it})]}{\bar{L}_{it}} \quad (2.3)$$

em que a_{it} corresponde ao número de admissões ocorridos na firma i , no período de tempo t ; d_{it} corresponde ao número de desligamentos ocorridos na firma i , no período de tempo t ; Lc_{it} corresponde ao total da força de trabalho da firma i , no começo do período t ; Lf_{it} corresponde ao total da força de trabalho da firma i , no final do período t ; $\bar{L}_{it} = (Lc_{it} + Lf_{it})/2$ corresponde ao número médio de empregados da firma i no período t .

C) A segunda variável de interesse é a variação do estoque de funcionários da firma i no tempo t , sendo dada por:

$$\Delta estoque_{it} = \log(estoque_{it}) - \log(estoque_{it-1}) \quad (2.4)$$

em que $estoque_{it}$ é o número de funcionários pertencentes à firma i , no tempo t , e $estoque_{it-1}$ é a mesma variável defasada em um período.

D) A última variável dependente de interesse é a permanência no emprego, e será dada pelo valor médio de meses que todos os funcionários da firma i , no período de tempo t permaneceram empregados. Para isso, primeiramente, encontramos o tempo de emprego ao ano de cada indivíduo, para posteriormente encontrar a média de cada firma. O tempo de emprego de cada firma i , no tempo t é encontrado pelo seguinte procedimento:

$$tempo\ de\ emprego_{\substack{indiv\u00edduo \\ ano}} = \hat{m}\hat{e}s\ admiss\u00e3o - \hat{m}\hat{e}s\ desligamento \quad (2.5)$$

$$\text{tempo de emprego}_{\text{firma ano}} = \text{media} \left(\text{tempo de emprego}_{\text{indiv\u00edduo ano}} \right) \quad (2.6)$$

As vari\u00e1veis explicativas relativas \u00e0s caracter\u00edsticas observ\u00e1veis das empresas e dos trabalhadores foram constru\u00eddas da seguinte forma:

A renda m\u00e9dia real dada pela esperan\u00e7a do n\u00famero m\u00e9dio de sal\u00e1rios m\u00ednimos pagos pela firma i para cada indiv\u00edduo no ano t , multiplicado pelo sal\u00e1rio m\u00ednimo real do mesmo per\u00edodo de tempo t , com ano base em 1996; e o estoque de trabalhadores denotado anteriormente como estoque_{it} . Baseados na teoria do sal\u00e1rio efici\u00eancia, em que as firmas maiores e mais competitivas geralmente pagam sal\u00e1rios mais elevados para tornar os empregados mais esfor\u00e7ados e produtivos, esperamos que a renda m\u00e9dia real e o estoque de trabalhadores sejam negativamente correlacionados \u00e0s rotatividades da m\u00e3o-de-obra e a varia\u00e7\u00e3o de estoque de funcion\u00e1rios e positivamente correlacionados em rela\u00e7\u00e3o ao tempo de perman\u00eancia na firma. Estas duas vari\u00e1veis s\u00e3o instrumentalizadas em virtude da endogeneidade. Al\u00e9m de vari\u00e1veis independentes, os outros instrumentos utilizados s\u00e3o:

Vari\u00e1vel idade da empresa representada pelo valor m\u00e1ximo do tempo de emprego referente a um dos indiv\u00edduos da firma i , no per\u00edodo de tempo t ; a qualifica\u00e7\u00e3o sendo a m\u00e9dia do n\u00famero de anos de estudo dos empregados da firma i , no per\u00edodo de tempo t ; a vari\u00e1vel faixa et\u00e1ria indicando a idade m\u00e9dia dos funcion\u00e1rios da firma i , no per\u00edodo de tempo t ; a vari\u00e1vel propor\u00e7\u00e3o de homens da firma i no tempo t , dado por:

$$\text{propor\u00e7\u00e3o homens}_{it} = \frac{n^{\circ} \text{homens}_{it}}{n^{\circ} \text{empregados}_{it}} \quad (2.7)$$

E por fim, a vari\u00e1vel propor\u00e7\u00e3o de *White collar* da firma i , no tempo t , representando a propor\u00e7\u00e3o de trabalhadores das \u00e1reas administrativas, gerenciais e de pesquisa e desenvolvimento

em cada firma da amostra. Essa classificação foi realizada por meio da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) e sua expressão será calculada como se segue:

$$\text{proporção White}_{it} = \frac{n^{\circ} \text{ white}_{it}}{n^{\circ} \text{ empregados}_{it}} \quad (2.8)$$

Na especificação dos modelos, além das variáveis destacadas anteriormente, provenientes da pesquisa RAIS, serão obtidas informações a partir da base de dados da SECEX, sobre entrada e saída das firmas do mercado externo.

2.3) Métodos Econométricos

Inicialmente realizamos os testes usuais para escolher os modelos mais adequados, se efeitos fixos ou efeitos aleatórios (Apêndice A). Em seguida, realizamos os habituais testes de autocorrelação e heterocedasticidade (Apêndice B), de tal forma que, os modelos mais apropriados sejam utilizados para a estimativa dos coeficientes e das respectivas significâncias estatísticas.

Como esperamos que as variáveis explicativas renda média da empresa e estoque de funcionários sejam endógenas, pois provavelmente são correlacionadas com o termo de erro, utilizamos os testes de exogeneidade de Davidson – MacKinnon (1993) inseridos no apêndice C, para corroborar nossa suspeita. Caso a existência de variáveis endógenas for confirmada, a maneira encontrada para obter uma estimativa consistente dos coeficientes da regressão será pelo método de variáveis instrumentais (VI). Em função destes fatores, na primeira etapa do nosso estudo, utilizaremos nos modelos M1 e M2 um painel de efeitos fixos estimados pelo método dos momentos generalizados. Estes modelos contemplarão todas as variáveis dependentes.

Segundo Baum, Schaffer e Stillman (2003) a presença de heterocedasticidade e autocorrelação não afeta a consistência dos coeficientes estimados por variável instrumental (VI), entretanto, os erros padrão ficam inconsistentes, tornando o estimador convencional de variável instrumental ineficiente. Além disso, os testes de diagnósticos de relevância e de exogeneidade dos instrumentos se tornam inválidos. A relevância dos instrumentos ocorre quando a variação deles está correlacionada com as modificações das variáveis explicativas endógenas, ou seja, $Cov(Z_{it}, X_{it}) \neq 0$. Por outro lado, os instrumentos são ditos exógenos se não estiverem correlacionados com o termo de erro, ou seja, $Cov(Z_{it}, \varepsilon_{it}) \neq 0$. Para que os instrumentos sejam instrumentos válidos é necessário que ambas as hipóteses sejam verdadeiras.

Estes problemas comentados acima são resolvidos ao utilizarmos estimativas de desvio-padrão robustas a heterocedasticidade e autocorrelação por meio da matriz de variância – covariância consistente para ambas, conforme proposta por Newey e West (1987 b). Newey e West (1987 b) empregam a função Bartlett kernel em que incorporam a fórmula padrão da matriz sanduíche de variância-covariância robusta consistentemente estimada por Eicker–Huber–White, para com isso corrigir os dois problemas, correlação serial e heterocedasticidade, de modo a permitir a realização de testes de hipótese válidos.

Posteriormente são feitos os testes de subidentificação e o teste de restrições sobreidentificadoras. O teste de subidentificação observa se os instrumentos excluídos da equação são relevantes por meio do teste LM de correlação canônica (Anderson, 1984), demonstrando se a equação é identificada, sendo essencialmente um teste de posto da matriz, sob a hipótese nula de que a equação é subidentificada. A matriz de coeficientes dos instrumentos excluídos na forma reduzida possui posto igual ao número de variáveis endógenas menos um. Sob a hipótese nula, a estatística é distribuída como chi – quadrado com os graus de liberdade determinados pelo

número de instrumentos excluídos menos o número de variáveis explicativas endógenas mais um. A rejeição da hipótese nula indica que o modelo é identificado, e em função disso os instrumentos excluídos são relevantes. O teste de sobreidentificação observa a validade dos instrumentos pelo teste de Sargan-Hansen (1982), em que a hipótese nula é de validade dos instrumentos, ou seja, os instrumentos são não correlacionados com os termos de erro e os instrumentos excluídos são corretamente excluídos da equação estimada. Sob a hipótese nula o teste estatístico é distribuído como chi-quadrado com o número de restrições sobreidentificadas determinado pelo número de instrumentos menos o número de variáveis endógenas. A rejeição da hipótese nula causa dúvida em relação à validade dos instrumentos.

Na segunda etapa realizaremos um modelo dinâmico envolvendo M1 e M2 somente para a variável dependente tempo de permanência no emprego. É necessário realizar este procedimento com esta variável, pois o tempo de permanência no emprego passado afeta o nível corrente, e quanto maior o tempo de permanência passado, menos provável de os indivíduos serem demitidos ou deixarem a empresa, provocando uma redução nas variáveis relacionadas à rotatividade da mão-de-obra.

O modelo dinâmico inclui uma variável dependente defasada como variável explicativa, entretanto, o Y_{it-1} necessariamente é correlacionado com o termo de erro, o que faz com que as estimativas dos coeficientes sejam viesadas. Para corrigir este viés geralmente utilizamos o procedimento de estimação GMM (Métodos Generalizados dos Momentos) com variáveis instrumentais (VI). Este é o método utilizado por Arellano e Bond (1991) com os modelos em primeiras diferenças para remover o efeito não observável específico ao indivíduo, o que possibilita a utilização de um conjunto inteiro de instrumentos. A idéia por trás desse estimador é simples, ou seja, quanto maior o período de tempo de análise do painel, maior o número de

instrumentos disponíveis. Para o nosso caso, como está disponível um painel com oito anos de observações é estimado do terceiro ao oitavo ano. No ano três (com ausência de correlação serial) é possível usar variáveis datadas no ano um como instrumento, enquanto que no ano quatro é possível serem utilizadas variáveis datadas nos anos um e dois como instrumentos e assim sucessivamente, até que no oitavo ano, as informações dos seis primeiros anos são instrumentos válidos. Com isso, as estimativas se tornam cada vez mais eficientes à medida que mais informações são adicionadas ao aumentar o período de análise.

As estimações por meio do procedimento de Arellano e Bond (1991) devem ser realizadas com os procedimentos de estimação de *one-step* com correção para heterocedasticidade e com *two-step* devem ser realizados os testes de correlação serial dos termos de erro e o teste de Sargan (1958, 1988) de restrições sobreidentificadoras.

No teste de correlação serial estamos preocupados com a autocorrelação de segunda ordem dos resíduos, pois sua ausência é necessária para a obtenção da consistência na estimação pelo GMM (Métodos Generalizados dos Momentos). A hipótese nula é de inexistência de autocorrelação nos erros e sob a hipótese nula, o teste estatístico possui uma distribuição assintoticamente normal. No Teste de Sargan (1958, 1988), a hipótese nula é que os instrumentos são válidos em decorrência de não serem correlacionados com os erros na equação de primeira diferença. Sob a hipótese nula, o teste estatístico possui uma distribuição chi-quadrada com o número de restrições sobreidentificadas determinado pelo número total de instrumentos menos o número de parâmetros no modelo.

CAPÍTULO 3 - Teste para a Hipótese de Efeitos da *Hysteresis* nas Exportações Industriais sobre o Mercado de Trabalho com Dados em Pannel

Este capítulo procura analisar como a *hysteresis* na atividade exportadora afeta as variáveis relacionadas ao emprego nas empresas industriais durante o período de 1990 a 1997. A escolha deste período justifica-se em virtude da disponibilidade de informações provenientes da SECEX, além da ocorrência no período de dois regimes cambiais distintos, possibilitando a comparação dos resultados sujeitos a diferentes padrões de incerteza cambial. A análise está dividida em três partes. A primeira parte traz uma síntese econômica do período em que são analisados as características das políticas cambiais praticadas, o desempenho exportador e a conseqüente relação com o mercado de trabalho. Em seguida, são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis relacionadas ao emprego, destacando-se, as diferenças encontradas entre firmas exportadoras e não exportadoras. Por fim, são realizadas as estimativas com dados em pannel, a partir da conjunção das bases de dados da RAIS (Relação Anual de Informações Sociais) e da SECEX (Secretaria de Estudo do Comércio Exterior), a fim de se testar a conseqüência de *hysteresis* em comércio internacional sobre as variáveis relacionadas à rotatividade da mão-de-obra.

3.1) Síntese Econômica da década de 1990

Os anos 1990 foram marcados por profundas transformações macroeconômicas e estruturais na economia, sendo os três principais fatores causadores dessas mudanças a liberalização da economia, a redução do papel do Estado na área produtiva e o controle da inflação. A conjunção destas modificações trouxe alterações no lado real da economia, tanto no comércio externo, como no mercado de trabalho.

A liberalização comercial teve início ao final dos anos de 1980 por meio de um processo de diminuição de tarifas de importação, seguidos pela eliminação de barreiras não-tarifárias e a redução dos incentivos fiscais às exportações a partir de 1990. Adicionalmente, a criação do MERCOSUL em 1991, envolvendo o Brasil, Argentina, Uruguai e Paraguai, contribuiu para ampliar os níveis de abertura. Esse processo de liberalização se intensificou após o Plano Real, com a aceleração da abertura comercial realizada concomitante com a abertura financeira da economia. A abertura financeira envolveu a ampliação da conversibilidade da conta de capital do balanço de pagamentos, por meio do aumento da facilidade com que foram permitidas as entradas e saídas de capitais de não residentes e residentes, e pela desnacionalização de parcela expressiva das empresas do setor financeiro, em especial do ramo bancário.

Já a redução do papel do Estado na área produtiva foi justificada pela crise fiscal do Estado e pela idéia de tornar a gestão de vários segmentos produtivos mais eficientes (mudança de propriedade e aumento da competitividade ao eliminar os vários monopólios estatais). Para isso, foi realizada uma ampla desestatização da economia, ao privatizar as indústrias de insumos básicos e ao delegar parte da função de prover a formação de infra-estrutura ao setor privado.

Com relação a política de combate à inflação, várias medidas foram tomadas objetivando o seu controle, mas muitas não se mostraram sustentáveis ao longo do tempo. No início da década a

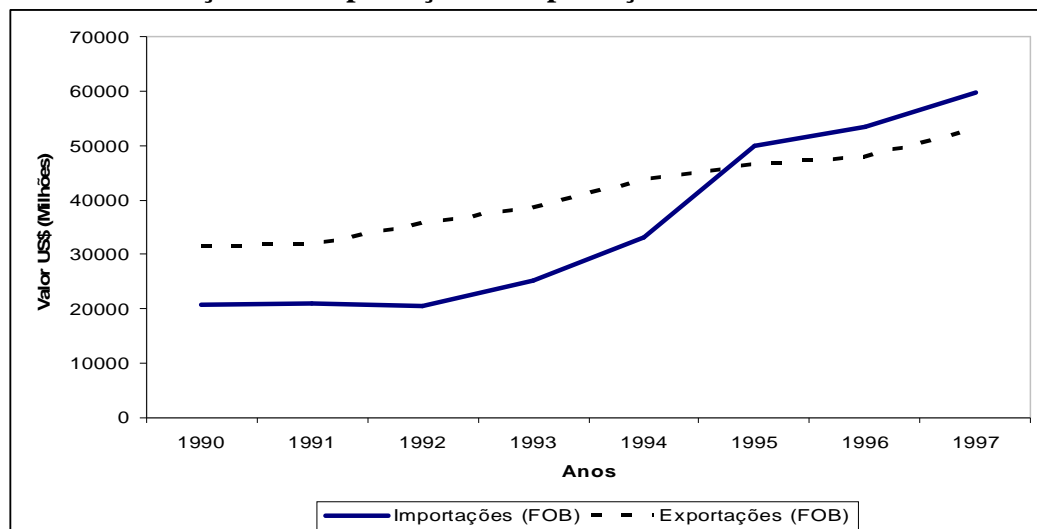
combinação de políticas de controle de preços com outras medidas de caráter ortodoxo ainda foram praticadas. Logo ao início do governo Collor, em 1990, foi implementado o Plano Collor I, que determinou um confisco de aproximadamente 75% dos haveres financeiros e monetários, uma reforma fiscal para reverter o déficit primário e uma reforma administrativa para aumentar a eficiência do setor público e reduzir os gastos. Contudo, a persistência da aceleração inflacionária induziu a uma segunda etapa em 1991, conhecida como Plano Collor II, envolvendo uma reforma financeira para eliminar a indexação da economia e o congelamento de preços e salários. Esses planos não tiveram êxito e a inflação voltou a se acelerar em 1992. Esse período de alta inflação dura até 1994, quando em junho desse ano é implementado o plano Real e sua engenhosa reforma monetária, que contava também com o tripé formado pelo superávit fiscal, crescente competição externa e a política cambial que favorecia a valorização cambial, sendo alcançada posteriormente a almejada estabilização econômica.

Especificamente, no que tange à política cambial do período, a elevada inflação prevalecente desde o início da década de 1980 provocou vários desajustes cambiais e determinava notáveis apreciações reais do câmbio, tornando necessárias correções periódicas por meio de “máxis”, “midis” ou mini-desvalorizações. Na tentativa de encontrar um regime cambial que melhor se adaptasse as características vigentes na economia, a partir de março de 1990, o Plano Collor introduziu o regime cambial de taxas flutuantes, mas que na prática funcionou como “flutuação suja” em decorrência dos ajustes no câmbio com a utilização de mini-desvalorizações. Entretanto, o movimento de contínua valorização permaneceu e se intensificou com a implementação do Plano Real em 1994. Esta intensificação ocorreu em virtude de um conjunto de fatores, começando pela adoção de um sistema cambial em que o preço máximo da taxa de câmbio seria de um dólar, mas deixava o mercado livre para apreciar a moeda doméstica, e pela abertura comercial concomitante com a abertura financeira, associadas a elevada taxa de juros, o

que gerou uma grande atração de capitais externos. Em janeiro de 1995, em resposta ao contágio da crise Mexicana, houve uma mudança para o sistema de bandas cambiais, caracterizado por desvalorizações cambiais graduais visando à amenização dos desequilíbrios nas contas externas.

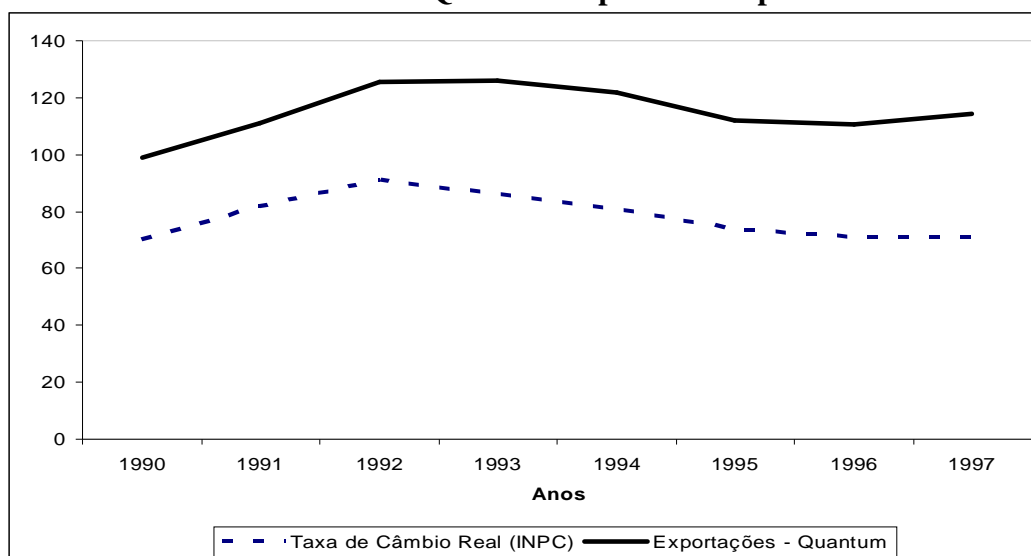
Os desequilíbrios nas contas externas do país após esse conjunto de modificações podem ser percebidos pela crescente dificuldade em exportar, fator que refletiu na participação do Brasil no comércio internacional. Segundo dados da Organização Mundial do Comércio (OMC), a partir de meados da década de 1990, com a elevada valorização cambial, as exportações começaram a apresentar fraco desempenho, passando de uma participação de 0,91% das exportações mundiais no início dos anos 1990s para 0,86% ao final da década. De forma semelhante, podemos observar pelo gráfico 3.1 abaixo, a evolução das exportações e importações por meio dos dados da Funcex para o período de 1990 a 1997, e perceber as mesmas conseqüências no saldo da balança comercial, em que o maior crescimento das importações vis a vis as exportações provocou impacto direto na balança comercial brasileira, que passou de superávit de mais de 10 milhões em 1992, para um déficit de mais de 3 milhões em 1995 que foi duplicado ao final de 1997.

Gráfico 3.1 - Evolução das Exportações e Importações no Período de 1990 a 1997



Para percebermos o quanto a variação cambial é responsável por parte dessas dificuldades externas, podemos observar pelo gráfico 3.2, uma estreita relação entre as flutuações das exportações e a flutuação da taxa de câmbio real para exportações, deflacionada pelo índice nacional de preços ao consumidor (INPC) e modificações na tendência do quantum exportado, calculado pela Funcex, para o período de 1990 a 1997. Fica patente, uma forte associação entre os movimentos de valorização (desvalorização) da taxa de câmbio real e redução (ampliação) do quantum exportado.

Gráfico 3.2 – Taxa de Câmbio versus Quantum exportado no período de 1990 a 1997



Adicionalmente, outro efeito deletério da valorização cambial, além de dificultar as exportações e facilitar as importações, é a redução da rentabilidade das exportações, pois as divisas captadas externamente quando convertidas em moeda doméstica representam um valor menor. Dessa forma, como alterações na taxa de câmbio provocam flutuações no quantum exportado e na rentabilidade das exportações, esses fatores afetam as decisões dos empresários a respeito da entrada e saída do comércio externo, pois modificam tanto os custos irreversíveis quanto a incerteza em relação aos lucros futuros. Em estudos recentes, Motta Veiga e Markwald

(1998) e Markwald e Puga (2002) discutem a relação entre esses movimentos da base exportadora e a evolução da taxa real de câmbio. Conforme pode ser percebida na tabela 3.1 abaixo, a própria evolução da base exportadora está condicionada aos movimentos da taxa de câmbio real, além dos movimentos de integração proporcionada pela consolidação do Mercosul. Dessa forma, para o período de 1990 a 1998 dois sub-períodos podem ser definidos: o primeiro, de 1990 a 1993, em que o efeito expansivo de demanda, proporcionado pela maior integração comercial com a Argentina, combinado ao movimento de recuperação da taxa de câmbio real, fez com que a base exportadora se expandisse de 8.537 empresas para 13.628 empresas, representando um crescimento de aproximadamente 60% da base. O segundo período, de 1994 a 1998, de estagnação da base exportadora, possivelmente resultado da valorização da taxa real de câmbio produzida pela política cambial dos primeiros anos do plano Real.

Tabela 3.1 - Evolução da Base Exportadora e Taxa de Câmbio Real

Ano	Valor Exportado	Total de Empresas	Variação Percentual	Taxa Câmbio Real
1990	31.414	8.537	-	100
1993	38.701	13.628	59,63	127,58
1994	43.558	14.296	4,9	120,17
1998	51.106	13.966	4,25	107

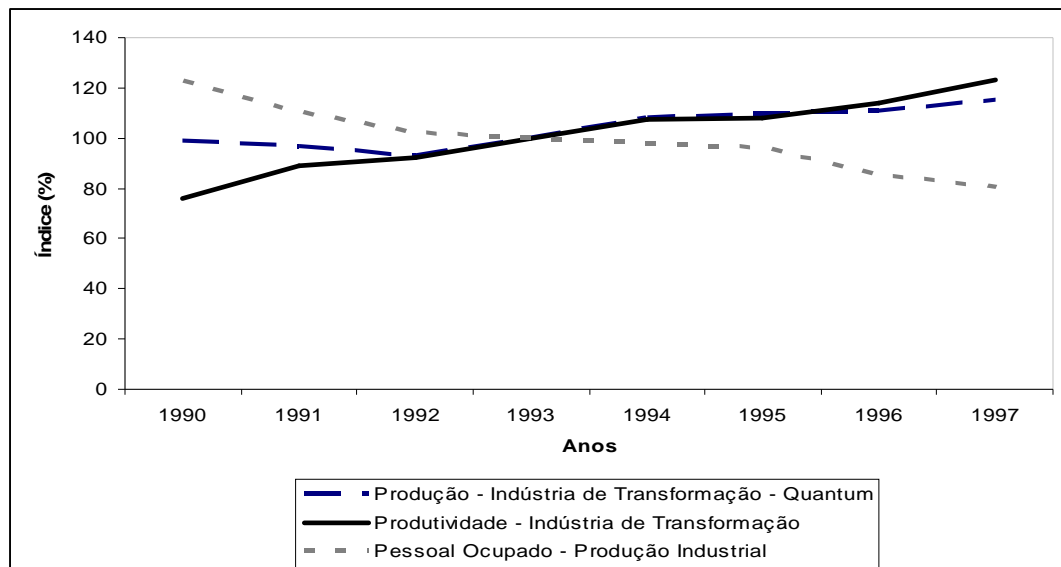
Fonte: Markwald e Puga (2003) e Ipeadata.

Os péssimos resultados em relação às exportações associados ao aumento mais que proporcional das importações e a estagnação da base exportadora no segundo sub-período foram fatores que auxiliaram no baixo crescimento generalizado da produção industrial e em especial da indústria de transformação. Como exemplo, podemos citar o baixo crescimento do índice de quantum da indústria de transformação quando comparado ao índice de produtividade⁸, em que o primeiro se expandiu em apenas 16,33 pontos percentuais, enquanto, o segundo se ampliou de

⁸ Índice calculado pela razão dos índices da produção industrial e a população ocupada na indústria de transformação.

forma muito mais acentuada, em 62,75 pontos percentuais. Esses fatores provocaram a redução do número de funcionários nas firmas, pois ocorreu um grande aumento de produtividade não acompanhada pela elevação da produção. Assim, a combinação desses choques de produtividade causados em virtude da maior competitividade advinda da abertura comercial, com o reduzido crescimento no produto industrial e os movimentos na taxa de câmbio com as decorrentes entradas e saídas das firmas no comércio externo afetaram de forma direta o mercado de trabalho, causando impactos na demanda por trabalho das empresas e por consequência, no emprego do setor industrial. É possível ter uma visão desse quadro ao comparar a evolução da produção e da produtividade da indústria de transformação com o decréscimo do pessoal ocupado na produção industrial de maneira contínua em todo o período analisado, obtidas por meio de dados do IBGE e demonstradas no gráfico 3.4 abaixo, envolvendo o período de 1990 a 1997.

Gráfico 3.3 – Comparação entre Evolução da Produção e Produtividade da Indústria de Transformação com o Retrocesso do Pessoal Ocupado na Produção Industrial no Período de 1990 a 1997



Alguns estudos prévios já abordaram as consequências das modificações da taxa de câmbio e a liberalização comercial sobre o mercado de trabalho. Ribeiro e Pereira (2006) analisam as

flutuações no emprego por meio da abordagem dos fluxos brutos de emprego, utilizando os dados da RAIS, para o período de 1991 a 2000 para a indústria gaúcha. Seus resultados sugerem que a liberação comercial, por si só, não é forte o suficiente para diferenciar as medidas de fluxo de trabalho, pois as tarifas não possuem efeito estatisticamente significativo nos fluxos de emprego. Mas, mais importantes são os efeitos das variáveis relacionadas ao comércio e a taxa de câmbio na rede de empregos. Enquanto a penetração de importações reduz o emprego pelo aumento da destruição de empregos, o crescimento das exportações aumenta o emprego pela redução da destruição; por outro lado, as desvalorizações elevam o emprego pelo crescimento da criação de empregos.

Portanto, as modificações processadas na década de 1990 causaram profundas transformações no comércio externo, com influências diretas sobre o emprego. Esta interligação está associada as modificações nas quantidades exportadas e importadas, com os conseqüentes choques no produto, o que provoca uma maior volatilidade no mercado de trabalho. Isto torna a hipótese de que os efeitos da existência de *hysteresis* nas exportações industriais possam transbordar sobre o emprego por meio de comportamentos distintos das variáveis relacionadas a rotatividade da mão-de-obra entre as empresas exportadoras e não exportadoras ainda mais provável.

3.2) Análise Descritiva

Como comentado anteriormente, nesse estudo utilizaremos os dados relativos a São Paulo, sendo importante destacar a importância da economia paulista em comparação ao país. Segundo informações da Produção Industrial Anual (PIA), o número de estabelecimentos paulistas representava em média 44,71% do total da indústria de transformação, e o pessoal ocupado nestes

estabelecimentos envolvia aproximadamente 48,20% do total desta indústria para o período de 1990 a 1995. Em relação ao esforço exportador, por meio dos dados da SECEX, o Estado de São Paulo obteve uma participação média na pauta de exportação nacional em torno de 35,29% no período de 1989 a 2001, abrangendo um amplo número de setores industriais, devendo notar que esta participação média das exportações paulistas não se alterou significativamente para o período de análise.

Antes da apresentação dos resultados das estimações, é necessário realizar alguns comentários a respeito da amostra e em relação às características das empresas constantes na mesma e ao grau de persistência em suas decisões de exportar ou não. A amostra é um painel balanceado, em que foram retiradas as firmas que faliram ou modificaram o CNPJ, além disso, também foram excluídas aquelas criadas depois de 1990. O objetivo destas extrações foi acompanhar apenas as empresas que permaneceram em todos os anos analisados. Os microdados envolvem os períodos de 1990 a 1997, sendo a amostra composta por 3.893 empresas observadas ao longo dos oito anos considerados (1990 a 1997), produzindo um total de 31.144 observações.

A tabela 3.2 demonstra que, em média, as empresas exportadoras são maiores que as empresas não exportadoras, seus funcionários recebem salários mais elevados, as empresas são mais antigas, a qualificação e a faixa etária dos trabalhadores são maiores e o número de funcionários que trabalham na área administrativa também é mais elevado, estando estes resultados de acordo com as observações feitas nos demais trabalhos sobre o tema, como, por exemplo, em Arbache e De Negri (2001).

Tabela 3.2 – Estatísticas Descritivas – Variáveis Seleccionadas

Variável	Obs.	Média	Desvio Padrão	Min.	Max.
Não Exportadoras	25.400				
Estoque		47,53	54,34	0,46	466,00
Renda Média Real		389,43	178,70	99,38	1287,67
Idade Empresa*		136,42	78,72	5,00	424,70
Qualificação†		6,43	1,45	2,34	12,14
Prop. White		0,22	0,19	0,00	1,00
Faixa Etária		30,98	3,78	19,80	42,48
Prop. Homens		0,69	0,27	0,01	1,00
Exportadoras	5.744				
Estoque		116,49	91,11	0,37	469,00
Renda Média Real		548,58	216,34	113,46	1287,24
Idade Empresa		191,96	81,61	6,00	425,00
Qualificação		6,94	1,39	2,48	12,17
Prop. White		0,25	0,16	0,00	1,00
Faixa Etária		31,88	3,16	20,86	41,97
Prop. Homens		0,74	0,21	0,03	1,00

Elaboração Própria – Dados RAIS-SECEX

* Idade da Empresa em meses.

† Qualificação em anos de estudos.

A tabela 3.3 descreve o comportamento das variáveis dependentes dos diversos modelos. As empresas exportadoras apresentaram taxas de rotatividade médias menores do que as empresas não exportadoras, para as duas variáveis dependentes, respectivamente, rotatividade geral e a rotatividade de substituição de mão-de-obra. A comparação entre o tempo médio de permanência no emprego entre as empresas exportadoras e não exportadoras demonstra que em média as empresas exportadoras apresentaram um tempo de permanência dos trabalhadores em meses maior do que o das empresas não exportadoras. Em relação a variação média de funcionários, para o período em análise houve em média um aumento no número de funcionários para as empresas exportadoras e uma redução para as não exportadoras. Entretanto, o desvio padrão foi maior para as exportadoras. Assim, a variância do estoque de funcionários não se comportou

como o esperado, o que pode estar acontecendo em virtude da não ocorrência de controles por outras variáveis. Mas de maneira geral, as variáveis dependentes se comportaram de acordo com as nossas expectativas.

Tabela 3.3 – Estatística Descritiva – Variáveis Dependentes

Variável	Obs.	Média	Desvio Padrão	Min.	Max.
Não Exportadoras	25.400				
Rotatividade Geral		1,12	0,71	0,20	7,27
Rotatividade Substituição		0,45	0,32	0,00	3,47
Tempo Perm. Emprego*		29,80	14,08	2,37	95,17
Variação Est. Funcionários		-0,77	35,84	-453,00	420,00
Exportadoras	5.744				
Rotatividade Geral		0,89	0,52	0,21	5,91
Rotatividade Substituição		0,35	0,24	0,00	2,96
Tempo Perm. Emprego		37,13	14,81	4,40	92,96
Variação Est. Funcionários		3,46	50,80	-305,00	439,00

Elaboração Própria – Dados RAIS-SECEX

* Tempo de Permanência no Emprego em meses.

A tabela 3.4 abaixo descreve o padrão de persistência na atividade exportadora das empresas que compõem a amostra em estudo. Das 3.893 empresas, 3.175 nunca exportaram, correspondendo a 81,56% do total de empresas da amostra, demonstrando que aproximadamente 18,44% das empresas analisadas exportaram ao menos uma vez no período. Posteriormente, apresentamos um conjunto de 413 empresas com um padrão descontínuo de exportação ou que abandonaram a base exportadora nos primeiros quatro anos considerados, representados na linha Outros Padrões, correspondendo a 10,61% do total de empresas da amostra. Configuram-se como empresas contínuas um total de 272, correspondendo aproximadamente a 7,0% das empresas da amostra. É importante destacar que mais de 42% do total das empresas exportadoras da base estiveram presentes no mercado externo em pelo menos 5 dos 8 anos observados. As informações apresentadas na tabela 3.4 levam a inferir que a distribuição empírica sobre a atividade

exportadora é assimétrica, com um extremo da distribuição com uma grande concentração de empresas que nunca exportaram e em outro, um elevado número de empresas com alto grau de persistência na atividade exportadora.

Tabela 3.4 – Freqüência Exportadora

Obs.	Empresas	%	% Acum.	Freq. Exportadora
25.400	3.175	81,56	81,56	00000000
2.176	272	6,99	88,54	11111111
64	8	0,21	88,75	11111110
48	6	0,15	88,90	11111101
40	5	0,13	89,03	11111000
32	4	0,10	89,13	11111011
32	4	0,10	89,24	11110111
24	3	0,08	89,31	11101111
16	2	0,05	89,37	11111010
8	1	0,03	89,39	11110110
3.304	413	10,61	100,00	Outros Padrões

Elaboração Própria – Dados RAIS-SECEX

Em relação ao número de empresas industriais que exportavam a cada ano, pela tabela 3.5 abaixo, observamos que no período de 1990 a 1993, a taxa de crescimento médio do número de empresas exportadoras na amostra foi de aproximadamente 25% ao ano, enquanto que, de 1994 a 1997 foi de apenas 2,46% ao ano. Assim, percebemos que a base exportadora na amostra apresentou comportamento semelhante aos estudos de Motta Veiga e Markwald (1998) e Markwald e Puga (2002), com um maior dinamismo no primeiro período (taxa de câmbio desvalorizada) e uma estagnação no segundo (taxa de câmbio valorizada).

Tabela 3.5 – Evolução da Base Exportadora e Taxa de Câmbio Real

Ano	Exportadoras	Variação Percentual	Taxa de Câmbio Real
1990	408	-	100,00
1991	523	28,19	118,77
1992	706	34,99	132,69
1993	778	10,20	127,58
1994	839	7,84	120,17
1995	819	-2,38	107,06
1996	815	-0,49	103,11
1997	855	4,91	104,58

Elaboração Própria – Dados SECEX

Portanto, fica evidente para a amostra da indústria paulista a existência de um padrão comportamental semelhante ao do país, tanto em relação as características das empresas não exportadoras e exportadoras quanto pelo padrão de persistência no comércio externo, o que em parte justifica a utilização dos dados do estado de São Paulo para nosso estudo, entretanto, vale alertar que os posteriores resultados empíricos devem ser interpretados somente para as empresas industriais paulistas.

3.3) Análise dos Resultados

Neste estudo analisaremos as regressões envolvendo todos os anos da amostra, de 1990 a 1997. A realização dos modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios, seguidos pelos testes de Hausman (1978) para auxiliar na escolha entre efeitos fixos ou aleatórios e os habituais testes de autocorrelação e heterocedasticidade, encontram-se nos apêndices. Todos os modelos apresentaram problemas com autocorrelação e heterocedasticidade, associados a endogeneidade das variáveis explicativas (renda média real e estoque de funcionários), nos indicam necessariamente a utilização do método GMM (Métodos Generalizados dos Momentos) com variáveis instrumentais e correção para correlação serial e heterocedasticidade.

Como comentado anteriormente, teremos dois modelos distintos em cada tabela, em que na segunda e terceira coluna, constam os modelos de efeitos fixos com instrumentos e com correção para autocorrelação e heterocedasticidade, e variável explicativa exógena sendo respectivamente, $Export_{it}$ e P_Export_{it} . O objetivo da realização dessas duas regressões é constatar se além dos fatores específicos às empresas, os custos irreversíveis de entrada e saída do mercado externo também influenciam na rotatividade da mão-de-obra. Para isto, na primeira regressão, denominada por M1, apenas observamos se existe um comportamento distinto das firmas exportadoras no mercado de trabalho em relação as não exportadoras. E na segunda regressão, nomeada como M2, analisamos a importância dos custos irreversíveis de entrada e saída por meio do histórico exportador das firmas, ao colocar a variável predita de exportação.

Primeiramente construímos a variável P_Export ao utilizar os coeficientes da variável dependente defasada em um e dois períodos de D_Export encontrados no modelo de Arellano e Bond (1991). Os modelos *one-step* robusto e *two-step* não diferem muito em termos de valor e de significância estatística dos coeficientes estimados. O teste de Sargan não rejeitou H_0 : todos os instrumentos são válidos, a um nível de significância de aproximadamente 82%. Além disso, o teste de autocorrelação de segunda ordem não rejeitou H_0 : não autocorrelação dos erros, em um nível de significância de 60%. Dessa forma, o P_Export foi construído como se segue:

$$P_Export = 0,3232 \times Export_t_1 + 0,0687 \times Export_t_2$$

Esta variável (P_Export) tem por objetivo captar a persistência na atividade exportadora, ou seja, demonstrar se a decisão corrente de exportação é dependente do histórico exportador passado da firma. Esse conceito de *hysteresis* nas exportações foi utilizado por Robert e Tybout (1997) com a variável dependente defasada em um e dois períodos, em virtude de terem

descoberto que a experiência exportadora sofre rápida depreciação, fazendo com que a entrada, após dois anos de ausência do mercado externo, implique na incorrência de custos de reentrada equivalente aos daquelas firmas que nunca exportaram. Em nosso estudo empregamos uma abordagem similar e as variáveis dependentes defasadas foram positivas e significativas a um nível de 1% em ambos os modelos (*one-step* robusto e *two-step*), em função disso podemos rejeitar a hipótese de inexistência de custos irrecuperáveis.

Esperamos com isto captar os efeitos da *hysteresis* das exportações sobre as variáveis relacionadas à rotatividade da mão-de-obra. Os resultados dos modelos de Arellano e Bond podem ser visualizados pela tabela 3.6 abaixo:

Tabela 3.6 - Variável Dependente - D. Export

Variáveis Explicativas	Diferenças - A.B. (one-step robusto)	Diferenças - A.B. (two-step)
Export_t_1	0,3232*** (0,0268)	0,3204*** (0,026)
Export_t_2	0,0687*** (0,0200)	0,0657*** (0,0188)
Log_Renda_Média_Real [†]	-0,0450 (0,0521)	-0,0316 (0,0503)
Log_Estoque [†]	0,0314 (0,0310)	0,0235 (0,0298)
D_Ano_1994	0,0080 (0,0066)	0,0058 (0,0058)
D_Ano_1995	-0,0015 (0,0117)	-0,0017 (0,0111)
D_Ano_1996	0,0026 (0,0060)	0,0024 (0,005)
D_Ano_1997	0,0150** (0,0059)	0,0113** (0,0049)
Estatísticas		
Nº de Observações	19.439	19.439
Nº de Grupos	3.893	3.893
Teste Sargan	--	13,39
P-Valor	--	0,8182
Teste AR(1)	-21,56	-21,06
P-Valor	0,0000	0,0000
Teste AR(2)	0,57	0,52
P-Valor	0,5719	0,6001

***, **, * significantes estatisticamente a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

[†] Instrumentalizados por id_empresa_t_2 qualif_empres_t_2 prop_white_t_2.

♣ Valor entre parênteses corresponde ao desvio – padrão robusto.

A seguir, na tabela 3.7 são apresentados os resultados das estimações para o modelo econométrico em que a variável dependente é a rotatividade geral da mão-de-obra. Primeiramente, percebemos que a existência de custos irrecuperáveis, evidenciada pela variável P_Export, reduz a rotatividade em 7,19% a um nível de significância de 5%. Tanto nos modelos M1 como M2, a renda média real e o estoque de funcionários reduziram a taxa de rotatividade geral em um nível de significância, respectivamente de 1% e 10% e os anos de 1992 a 1994 foram significativos e reduziram a rotatividade, mas o ano de 1995 a elevou. A variável Export

não apresentou significância estatística. O teste de subidentificação e o teste de Sargan validaram a utilização dos instrumentos.

Tabela 3.7 – Variável Dependente - Rotatividade Geral da Mão-de-obra (em log)

Variáveis Explicativas	M1	M2
Export	0,0105 (0,0146)	-- --
P_Export	-- --	-0,0719** (0,0287)
Log_Renda_Média_Real [†]	-1,0002*** (0,3207)	-1,0455*** (0,3437)
Log _Estoque [†]	-0,3270* (0,1786)	-0,3248* (0,1789)
D_Ano_1990	-0,1318 (0,1288)	-0,1546 (0,1383)
D_Ano_1991	-0,1716 (0,1298)	-0,1936 (0,1393)
D_Ano_1992	-0,3329*** (0,1190)	-0,3522*** (0,1279)
D_Ano_1993	-0,2436** (0,1051)	-0,2594** (0,1124)
D_Ano_1994	-0,1725* (0,0938)	-0,1854* (0,0997)
D_Ano_1995	0,0829** (0,0340)	0,0789** (0,0354)
D_Ano_1996	0,0062 (0,0187)	0,0047 (0,0190)
Estatísticas		
Nº de Observações	31053	31053
Nº de Grupos	3893	3893
Teste Subidentificação	21,5410	20,9060
P-Valor	0,0001	0,0001
Teste Sargan-Hansen	1,2020	1,6370
P-Valor	0,5484	0,4410

***, **, * significantes estatisticamente a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

[†] Instrumentalizados por `qualif_empres_t_2 fx_etaria_t_2 prop_homens_t_2 prop_white_t_2`.

♣ Valor entre parênteses corresponde ao desvio – padrão robusto.

Na próxima tabela, a variável dependente é a rotatividade de substituição da mão-de-obra (trabalhadores substituídos nas firmas). Nesse caso, o status exportador corrente não se mostrou significativo, entretanto, o P_Export torna-se significativa a um nível de 1%, e passa a provocar

uma redução de 6,02% na rotatividade de substituição de mão-de-obra, conforme pode ser observado por M2. Além disso, as variáveis que reduziram a rotatividade da mão-de-obra são a renda média real (a 1% de significância) e as dummies de ano de 1990 (a 10% de significância), 1992 e 1993 (ambas a 1% de significância) e 1994 (a 5 % de significância). Os testes de subidentificação e de Sargan demonstraram que os instrumentos são correlacionados com as variáveis explicativas endógenas e não são correlacionados com o termo de erro.

Tabela 3.8 – Variável Dependente – Rotatividade de Substituição de Mão-de-obra (em log)

Variáveis Explicativas	M1	M2
Export	0,0027 (0,0116)	-- --
P_Export	-- --	-0,0602*** (0,0226)
Log_Renda_Média_Real [†]	-0,9252*** (0,2512)	-0,9593*** (0,2702)
Log_Estoque [†]	-0,1627 (0,1422)	-0,1623 (0,1427)
D_Ano_1990	-0,1913* (0,1010)	-0,2080* (0,1088)
D_Ano_1991	-0,2105** (0,1018)	-0,2268** (0,1096)
D_Ano_1992	-0,3188*** (0,0933)	-0,3333*** (0,1006)
D_Ano_1993	-0,2401*** (0,0824)	-0,2519*** (0,0885)
D_Ano_1994	-0,1849** (0,0738)	-0,1945** (0,0786)
D_Ano_1995	0,0361 (0,0269)	0,0333 (0,0281)
D_Ano_1996	-0,0023 (0,0148)	-0,0033 (0,0151)
Estatísticas		
Nº de Observações	31053	31053
Nº de Grupos	3893	3893
Teste Subidentificação	21,5410	20,9060
P-Valor	0,0001	0,0001
Teste Sargan-Hansen	1,4410	1,9360
P-Valor	0,4865	0,3798

***, **, * significantes estatisticamente a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

[†] Instrumentalizados por qualif_empres_t_2 fx_etaria_t_2 prop_homens_t_2 prop_white_t_2.

♣ Valor entre parênteses corresponde ao desvio – padrão robusto.

Portanto, a rotatividade geral e a rotatividade de substituição da mão-de-obra são influenciadas pela persistência na atividade exportadora. A seguir veremos como se comportam as outras variáveis dependentes relacionadas a estas duas primeiras, por meio de algumas regressões para enriquecer nossos resultados.

Na tabela 3.9 abaixo, em que a variável dependente é o tempo de permanência no emprego, o resultado se comportou como o esperado, pois era previsto um maior tempo de permanência no emprego para as firmas que permaneceram no mercado externo, entretanto, o fato de ser exportador corrente não se mostrou significativo. Assim, a persistência nas exportações elevou em 6,65% o tempo de permanência do funcionário na empresa. A renda média real aumenta o tempo de permanência no emprego a um nível de significância de 1% e as *dummies* de ano de 1995 e 1996 foram estatisticamente significantes a 5% e reduziram este tempo. A variável que determina o tamanho da empresa, dada pelo estoque de funcionários, não foi significativa. Os testes de Sargan e de subidentificação ratificaram a validade dos instrumentos.

Tabela 3.9 – Variável Dependente – Tempo de Permanência no Emprego (em log)

Variáveis Explicativas	M1	M2
Export	-0,0128 (0,0153)	-- --
P_Export	-- --	0,0665** (0,0299)
Log_Renda_Média_Real [†]	0,9123*** (0,3370)	0,9634*** (0,3593)
Log_Estoque [†]	0,1557 (0,1864)	0,1529 (0,1861)
D_Ano_1990	-0,1514 (0,1355)	-0,1263 (0,1448)
D_Ano_1991	-0,0385 (0,1366)	-0,0142 (0,1459)
D_Ano_1992	0,1014 (0,1252)	0,1228 (0,1338)
D_Ano_1993	0,0959 (0,1105)	0,1135 (0,1176)
D_Ano_1994	0,0746 (0,0987)	0,0891 (0,1044)
D_Ano_1995	-0,0886** (0,0358)	-0,0841** (0,0371)
D_Ano_1996	-0,0472** (0,0197)	-0,0454** (0,0199)
Estatísticas		
Nº de Observações	31053	31053
Nº de Grupos	3893	3893
Teste Subidentificação	21,5410	20,9060
P-Valor	0,0001	0,0001
Teste Sargan-Hansen	0,6840	0,8800
P-Valor	0,7105	0,6442

***, **, * significantes estatisticamente a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

[†] Instrumentalizados por `qualif_empres_t_2 fx_etaria_t_2 prop_homens_t_2 prop_white_t_2`.

♣ Valor entre parênteses corresponde ao desvio – padrão robusto.

Por fim, a última tabela da primeira etapa envolvendo os painéis estáticos, em que a variável dependente é o diferencial de estoque de funcionários. Percebemos claramente por M2 que permanecer no setor exportador reduz a variação do estoque de funcionários em aproximadamente 55 pontos percentuais, a um nível de significância de 1%, entretanto o fato de exportar no período atual não foi significativo. Esse resultado vai ao encontro dos obtidos anteriormente com as rotatividades e corrobora a hipótese de que a persistência no mercado

externo tem influencias no mercado de trabalho. A elasticidade estimada da variação do estoque de funcionários em relação ao estoque de funcionários defasado em dois períodos foi de -0,55 a um nível de significância de 1%. Neste modelo, utilizamos a variável estoque de funcionários defasada em dois períodos em virtude de esta variável ser altamente correlacionada com o termo de erro, e em função disso não encontramos instrumentos válidos com a variável em nível ou com apenas uma defasagem. A dummy de ano de 1996 aumenta a variação do estoque de funcionários, sendo significativa a 1% em M1 e a 5% em M2. Os testes de subidentificação e o teste de Sargan demonstraram a validade dos instrumentos utilizados na regressão.

Tabela 3.10 – Variável Dependente – Diferencial de Estoque de Funcionários (em log)

Variáveis Explicativas	M1	M2
Export	0,0052 (0,0186)	-- --
P_Export	-- --	-0,5514*** (0,0913)
Log_Renda_Média_Real [†]	0,2615 (1,0943)	-0,2216 (1,1401)
Log_Estoque_t_2 [†]	-0,5560*** (0,0271)	-0,5320*** (0,0274)
D_Ano_1990	0,6801 (0,4353)	0,4781 (0,4536)
D_Ano_1991	-0,3196 (0,4388)	-0,5125 (0,4561)
D_Ano_1992	0,1121 (0,4024)	-0,0816 (0,4210)
D_Ano_1993	0,1965 (0,3472)	0,0363 (0,3624)
D_Ano_1994	0,1719 (0,2952)	0,0405 (0,3076)
D_Ano_1995	0,0405 (0,0905)	0,0016 (0,0940)
D_Ano_1996	0,0917*** (0,0330)	0,0766** (0,0343)
Estatísticas		
Nº de Observações	31067	31067
Nº de Grupos	3893	3893
Teste Subidentificação	20,8500	18,6950
P-Valor	0,0000	0,0001
Teste Sargan-Hansen	0,2170	0,9530
P-Valor	0,6416	0,3290

***, **, * significantes estatisticamente a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

[†] Instrumentalizados por `qualif_empres_t_2_id_empresa_t_2 prop_homens_t_2`.

♣ Valor entre parênteses corresponde ao desvio – padrão robusto.

Nessa segunda etapa do trabalho, objetivamos analisar o comportamento da variável dependente tempo de permanência no emprego por meio de um modelo dinâmico por variáveis instrumentais pelo método de estimação de Arellano e Bond (1991) *one-step* e *two-step* visualizados pela tabela 3.11. Esses modelos em primeiras diferenças não diferem muito em termos de valor e de significância estatística dos coeficientes estimados. Entretanto, os modelos apresentaram problemas em relação a validade dos instrumentos, pois o teste de Sargan rejeita a

hipótese nula de validade dos instrumentos. Já em relação a hipótese de autocorrelação de segunda ordem dos resíduos os modelos não apresentam problemas, sendo rejeitada em um nível de aproximadamente 63% no pior dos casos. As variáveis relacionadas às exportações não se apresentaram significantes, mas a persistência das variáveis dependentes defasadas em até três períodos foram estatisticamente significantes a um nível de 1%, sendo que a segunda defasagem apresentou sinal negativo.

Tabela 3.11 – Variável Dependente – Tempo de Permanência no Emprego (em log)

Variáveis Explicativas	M1	M1	M2	M2
	Diferenças - A. B. (one-step robusto)	Diferenças - A.B. (two-step)	Diferenças - A. B. (one-step robusto)	Diferenças - A.B. (two-step)
L. Tempo de Emprego_t_1	0,7837*** (0,0212)	0,8000*** (0,0206)	0,7839*** (0,0212)	0,8003*** (0,0206)
L. Tempo de Emprego_t_2	-0,0430*** (0,0133)	-0,0559*** (0,0127)	-0,0429*** (0,0133)	-0,0558*** (0,0127)
L. Tempo de Emprego_t_3	0,0514*** (0,0100)	0,0501*** (0,0098)	0,0514*** (0,0100)	0,0501*** (0,0098)
Export	0,0070 (0,0079)	0,0054 (0,0078)	-- --	-- --
P_Export	-- --	-- --	0,0261 (0,0241)	0,0290 (0,0240)
D_Ano_1995	-0,0255*** (0,0084)	-0,0225*** (0,0081)	-0,0256*** (0,0084)	-0,0225*** (0,0081)
D_Ano_1996	0,0908*** (0,0064)	0,0932*** (0,0061)	0,0910*** (0,0064)	0,0935*** (0,0061)
D_Ano_1997	-0,0019 (0,0068)	-0,0042 (0,0066)	-0,0017 (0,0068)	-0,0039 (0,0066)
Estatísticas				
Nº de Observações	15550	15550	15550	15550
Nº de Grupos	3893	3893	3893	3893
Teste Sargan		39,5600		39,7000
P-Valor		0,0015		0,0014
Teste AR(1)	-24,4000	-23,2200	-24,3900	-23,2100
P-Valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste AR(2)	-0,0600	0,4700	-0,0900	0,4500
P-Valor	0,9485	0,6360	0,9306	0,6501

***, **, * significantes estatisticamente a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

† Instrumentalizados por `qualif_empres_t_2_l_r_media_t_2`.

♣ Valor entre parênteses corresponde ao desvio – padrão robusto

Portanto, os resultados da análise para todo o período (1990 a 1997) não pode descartar a hipótese de que a *hysteresis* nas exportações causem um transbordamento para as variáveis relacionadas à rotatividade da mão-de-obra, pois a persistência na atividade exportadora provocou uma redução de ambas as rotatividades e da variação do estoque de funcionários e uma elevação do tempo de permanência no emprego. Os resultados do modelo dinâmico não foram significativos para a variável predita de exportação e nem para a exportação corrente. Entretanto, o teste de Sargan rejeitou a hipótese nula, o que causa dúvida em relação a validade dos instrumentos.

CAPÍTULO 4 – Conclusão

Esta dissertação investigou as conseqüências da permanência das firmas exportadoras no mercado externo sobre o mercado de trabalho, principalmente na rotatividade da mão-de-obra, no período de 1990 a 1997, utilizando os microdados da RAIS e da SECEX. Os dados revelaram que as empresas exportadoras possuem certas características facilitadoras para atuarem no mercado externo, pelo fato de serem maiores e mais antigas, com maior qualificação dos trabalhadores, salários mais elevados e maior número de funcionários na área administrativa. Além disso, as empresas exportadoras representam uma porção relativamente pequena da amostra, com apenas 18,44% das empresas exportando ao menos uma vez no período, sendo que destas, mais de 37% dos 18,44% estiveram presentes na base exportadora em todos os oito anos observados. Esta constatação em relação a base exportadora evidencia que a distribuição empírica sobre a atividade exportadora é assimétrica, com um extremo da distribuição com uma grande concentração de empresas que nunca exportaram e em outro, um elevado número de empresas com alto grau de persistência na atividade exportadora.

Para conseguirmos captar esta persistência na atividade exportadora, utilizamos o argumento de Robert e Tybout (1997), partindo do pressuposto de que a decisão corrente de exportação é dependente do histórico exportador passado da firma. Dessa forma, os coeficientes obtidos para a variável dependente defasada em um e dois períodos no modelo de Arellano e Bond (1991) foram, respectivamente, 0,32 e 0,06, sendo significativos. A análise destes coeficientes demonstra a rápida depreciação do investimento, com sua ocorrência quase totalmente no primeiro ano. Isto evidencia que a empresa, ao sair da base exportadora e ficar sem exportar por apenas um período, praticamente perde toda a expertise adquirida nas relações comerciais externas. O teste de Sargan e o teste de autocorrelação de segunda ordem não

rejeitaram H_0 , demonstrando, respectivamente, que os instrumentos são válidos e os termos de erro não possuem correlação autoregressiva de segunda ordem. Os resultados não diferiram muito em termos de valor e de significância estatística dos coeficientes estimados nos modelos *one-step* robusto e *two-step*. Esta análise permitiu concluir que a influência dos custos irrecuperáveis de entrada e saída é significativa, comprovando a existência de *hysteresis* nas exportações paulistas.

Para captarmos os efeitos da *hysteresis* nas exportações sobre o mercado de trabalho utilizamos um painel de efeitos fixos envolvendo variáveis instrumentais (VI) estimados pelo método dos momentos generalizados com correção para autocorrelação e heterocedasticidade em decorrência dos problemas de correlação serial, heterocedasticidade (apêndice B) e endogeneidade (apêndice C). Os resultados em relação a variável que mede a probabilidade da firma persistir no mercado externo no período corrente dado que exportou em $t - 1$ e $t - 2$ confirmaram a hipótese desta dissertação por meio dos modelos econométricos estáticos associados ao M2, os quais demonstraram que a variável predita de exportação provocou a redução da rotatividade geral, da rotatividade de substituição de mão-de-obra e da variação do estoque de funcionários e aumentou o tempo de permanência dos funcionários no emprego.

Além disso, esperávamos encontrar um comportamento diferenciado no mercado de trabalho para as firmas exportadoras em relação às firmas não exportadoras. Este comportamento diferenciado não foi confirmado pela análise econométrica nos modelos M1, em que o fato de a firma exportar no período corrente não se mostrou significativo para influenciar as variáveis dependentes relacionadas à rotatividade da mão-de-obra.

Uma outra relevante constatação foi o comportamento distinto das *dummies* de ano para os períodos de 1990 a 1994 e 1995 a 1997. Percebemos que os anos de 1990 a 1994, quando significativos, reduziram ambas as rotatividades. Já a *dummy* de ano de 1995 reduziu o tempo de

permanência no emprego e a *dummy* de ano de 1996 aumentou a variação do estoque de funcionários. Estes acontecimentos nos remetem a conjuntura econômica do período. No primeiro período, com a ocorrência de regime de câmbio flutuante, existia uma maior variabilidade da taxa de câmbio, elevando a incerteza em relação ao futuro, fazendo com que os empresários adotassem a estratégia do tipo “esperar e ver” para não incorrerem posteriormente em custos de reentrada no mercado externo, o que ampliava a zona de inação e fortalecia os efeitos de *hysteresis*. Por outro lado, no segundo período, com regime de bandas cambiais e taxa de câmbio mais apreciada, havia uma maior previsibilidade em relação a taxa de câmbio futura, de tal forma que os empresários preferiam sair do mercado nos momentos em que a taxa de câmbio possuía a tendência de permanecer desfavorável.

Portanto, os resultados encontrados nesta dissertação fornecem evidências favoráveis a respeito da formulação de políticas de auxílio a continuidade da atividade exportadora por meio do ajustamento e da redução da variabilidade cambial, além da redução dos custos irreversíveis de entrada dos mercados externos, pois os efeitos da *hysteresis* no comércio externo podem transbordar e causar impactos diretos no mercado de trabalho.

Uma proposta de continuação para este tema seria expandir esta análise para os anos 2000 para verificar se esses comportamentos são semelhantes ou totalmente diferentes.

Referências Bibliográficas

- AMABLE, B., HENRY, J., LORDON, F., TOPOL, R. Unit-Root-Hysteresis in the Wage-Price Spiral Is Not Hysteresis in Unemployment. *Journal of Economic Studies* 20, 1/2, 123-35, 1993.
- ANDERSON, T. W. *Introduction to Multivariate Statistical Analysis*. 2nd ed. New York: John Wiley & Sons, 1984.
- ARBACHE, J.S. Wage differentials in Brazil: theory and evidence. *Journal of Development Studies*, 38 (2): 170-194, 2001.
- ARBACHE, J. S., DE NEGRI, J. A. *Determinantes das Exportações Brasileiras: Novas Evidências*. IPE-USP, 2001 (Texto para Discussão).
- ARELLANO, M; BOND, S. Some Tests of Specification fo Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equation. *The Review of Economic Studies*, n.2, v. 58, 277-297. Londres, 1991.
- BALDWIN, R., KRUGMAN, P. R. Persistent trade effects of large exchange rate schocks. *The Quartely Journal of economics*, vol. 140, n. 4, p. 639-654, Nov. 1989.
- BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data*. 3. ed. New York: John Willey & Sons, 302 p., 2005.
- BAUM, C.F., SCHAFFER, M.E., STILLMAN, S. 2003. Instrumental Variables and GMM: Estimation and Testing. *The Stata Journal*, Vol. 3, No. 1, pp. 1-31.
- BELKE, A. GÖCKE, M. A simple model of hysteresis in employment under exchange rate uncertainty. *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 46, n.3, p. 260-286, Aug. 1999.
- _____ *Real Options Effects on Employment: does exchange rate uncertainty matter for aggregation?* IZA DP, April 2002 (Discussion Papers, 1126).
- BLANCHARD, O., SUMMERS, L.H. Hysteresis and the European unemployment problem. NBER. *Macroeconomics Annual* (ed. S. Fischer), Cambridge, MA: MIT Press., 1986.
- CAMPA, J.M. Exchange Rate and Trade: How Import is Hysteresis in Trade?. *European Economic Review*, vol.48, n° 3, p. 527 – 548, 2004.
- CROSS, R. *The Macroeconomic Consequences of Discontinuous Adjustment: Selective Memory of Non-Dominated Extrema*. *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 41, p. 212 – 221, 1994.
- CROSS, R., ALLAN, A. On the Hystory of Hysteresis. In R.Cross (ed.), *Unemployment, Hysteresis and the Natural Rate Hypothosis*, Oxford/ New York, p. 26-38, 1988.

DAVIDSON, R., MACKINNON, J. Estimation and Inference in Econometrics, New York: Oxford University Press, 1993.

FRANZ, W. “Hysteresis in Economic Models” in *Hysteresis Effects in Economic Models*, ed. Wolfgang Franz, Heidelberg: Physica-Verl; New York:Springer, 1990.

GÖCKE, M. Various Concepts of Hysteresis Applied in Economics. *Journal of Economic Surveys*, vol. 16, nº 2, p. 167-188, 2002.

GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. Prentice Hall, New Jersey, 2000.

GUSTAVSSON, M., OSTERHOLM, P. Does Unemployment Hysteresis Equal Employment Hysteresis? *Economic Record*, vol. 83, nº 261, p. 159 – 173, 2007.

HANSEN, L. P. “Large Sample Properties of Generalized Methods of Moments”; *Econometrica*, 50, p. 1029-1054, 1982.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, n. 46, p. 1251-1271, 1978.

KANNEBLEY Jr., S. *Hysteresis nas Exportações Industrializadas Brasileiras: Uma Análise Empírica*. Tese de Livre Docência apresentada ao Depto de Economia da FEA-RP/USP, 2006.

KANNEBLEY Jr., S. e VALERI, J. O. Persistência e permanência na atividade exportadora: uma análise empírica para as empresas industriais brasileiras. *XXXIV Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, 2006.

MARKWALD, R. e PUGA, F.P. “Focando a Política de Promoção às Exportações” em *O Desafio das Exportações*, BNDES, dezembro de 2002.

MOTTA VEIGA, P. e MARKWALD, R. “Micro, Pequenas e Médias Empresas na Exportação: desempenho no Brasil e lições da experiência internacional”. *Texto para Discussão FUNCEX*, n.136, 1998.

NEWKEY, W. K., WEST, K.D. A Simple Positive Definite Heteroskedasticity and Autoconelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica*, 55, 703-708, 1987b.

ORELLANO, V.I.F., PAZELLO, E.T. *Evolução e Determinantes da Rotatividade da Mão-de-Obra nas Firms da Indústria Paulista na Década de 1990*, 2006.

PHELPS, E. S. *Inflation Policy and Unemployment Theory: The Cost-Benefit Approach to Monetary Planning*. W. W. Norton, New York, 1972.

RIBEIRO, E. P. Rotatividade de Trabalhadores e Criação e Destruição de Postos de Trabalho: Aspectos Conceituais. *Texto para Discussão do IPEA*, n. 820, Rio de Janeiro, 2001.

- RIBEIRO, E. P., PEREIRA, F. K. R. Criação e destruição de emprego na indústria e os efeitos do câmbio e da abertura comercial: o caso da indústria gaúcha nos anos 1990. *Economia Aplicada*, vol. 10, n.3, 2006.
- ROBERTS, M. J., TYBOUT, J.R. The Decision to Export in Colombia: an empirical model to entry with sunk costs. *American Economic Review*, vol. 48, nº 4, p. 545 – 564, 1997.
- RØED, K. Hysteresis in Unemployment. *Journal of Economic Surveys*, vol. 11, nº 4, p. 389-418, 1997.
- SARGAN, J. D. The estimation of economic relationships using instrumental variables. *Econometrica*, v. 26, p. 393-415, 1958.
- SHAPIRO, C., e STIGLITZ, J.E. Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device, *American Economic Review*, vol. 74(3), pp.433-44, 1984.
- STIGLITZ, J. E. Theories of Wage Rigidity, in K. Koford, J. Butziewicz, e J. Miller (eds.), *Keynes: Economic Legacy*, New York: Praeger, 1986.
- VENDRIK, M. C. M. Habits, hysteresis and catastrophes in labor supply. *Journal of Economic Behaviour and Organization*, vol. 20, p. 353 – 372, 1993.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press, 2002.

Apêndice A – Teste para a Escolha entre Efeito Fixo ou Efeito Aleatório

Para escolher entre os painéis de efeito fixo ou aleatório efetuamos os testes de especificação de modelo proposto por Hausman (1978). De acordo com este teste, a rejeição de H_0 : diferença nos coeficientes não sistemática, indica o modelo de efeitos fixos (FE) como ideal, já a não rejeição de H_0 demonstra que deve ser adotado o modelo de efeitos aleatórios (RE). Primeiramente rodamos o efeito fixo seguido pelo efeito aleatório⁹, e o teste de Hausman nos indicou o melhor modelo a ser adotado. Este teste não é válido com erros heterocedásticos e autocorrelacionados e, além disso, mesmo que não ocorra os problemas citados, o teste de Hausman somente é confiável caso não rejeite H_0 , ou seja, quando demonstra que deve ser adotado o modelo de efeitos aleatórios (RE). Apresentaremos nas tabelas abaixo todos os testes de especificação de modelo proposto por Hausman (1978).

⁹ No efeito aleatório foram incluídas as dummies de setor.

Tabela A1 – Teste de Hausman – Variável Dependente – L_Rot_Geral

	---- Coefficients ----		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fixed	(B) .		
export	-.0011726	.0027966	-.0039693	.0024265
l_estoq	-.0643891	-.0501944	-.0141947	.002628
l_r_media	-.1242565	-.1328775	.008621	.0040497
dano1990	.1984416	.1947532	.0036883	.0016353
dano1991	.1566636	.1526414	.0040222	.001612
dano1992	-.0196735	-.0231207	.0034472	.0014793
dano1993	.0117364	.0078863	.00385	.0012399
dano1994	.0250279	.0206437	.0043842	.0010426
dano1995	.1295868	.1275567	.0020301	.0003214
dano1996	.0118622	.0105776	.0012847	.0001185

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(10) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 44.64
 Prob>chi2 = 0.0000
 (V_b-V_B is not positive definite)

Tabela A2 – Teste de Hausman – Variável Dependente - L_Rot_Geral

	---- Coefficients ----		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fixed	(B) .		
p_export	-.0158214	-.0030233	-.0127981	.0058498
l_estoq	-.0644129	-.0498273	-.0145856	.0026374
l_r_media	-.1244901	-.1325675	.0080774	.004063
dano1990	.1977042	.1943856	.0033185	.0016564
dano1991	.1560085	.1523743	.0036342	.0016396
dano1992	-.0202035	-.0232189	.0030154	.0015184
dano1993	.0114667	.0078559	.0036108	.0012538
dano1994	.024895	.0206469	.0042481	.0010474
dano1995	.1296011	.127525	.0020762	.0003169
dano1996	.0118798	.010532	.0013478	.0001154

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(10) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 46.12
 Prob>chi2 = 0.0000
 (V_b-V_B is not positive definite)

Tabela A3 – Teste de Hausman – Variável Dependente – L_Rot_Substituição

	---- Coefficients ----		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fixed	(B) .		
export	-.0021141	-.0021802	.0000661	.0018442
l_estoq	-.0023292	-.0099461	.0076169	.0019408
l_r_media	-.0933778	-.1005361	.0071583	.0030358
dano1990	.127748	.1253211	.0024269	.0012307
dano1991	.1077573	.1054234	.0023338	.0012142
dano1992	-.0183149	-.0207099	.0023951	.0011142
dano1993	.0100557	.0084321	.0016236	.0009382
dano1994	.0157941	.0149832	.0008109	.0007935
dano1995	.089137	.0892801	-.0001431	.0002632
dano1996	.0100114	.01038	-.0003686	.000134

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(10) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 18.26
 Prob>chi2 = 0.0508
 (V_b-V_B is not positive definite)

Tabela A4 – Teste de Hausman – Variável Dependente - L_Rot_Substituição

	---- Coefficients ----		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fixed	(B) .		
p_export	-.005658	-.007235	.001577	.0044527
l_estoq	-.0023931	-.0099458	.0075527	.001947
l_r_media	-.0934414	-.1005453	.007104	.0030453
dano1990	.1276897	.1252105	.0024792	.0012465
dano1991	.1076791	.105302	.0023771	.0012348
dano1992	-.0184305	-.0208539	.0024234	.001143
dano1993	.0100038	.0083712	.0016325	.0009486
dano1994	.015767	.0149538	.0008132	.0007974
dano1995	.0891647	.0893088	-.000144	.0002613
dano1996	.0100399	.010407	-.0003671	.0001346

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(10) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 17.92
 Prob>chi2 = 0.0564
 (V_b-V_B is not positive definite)

Tabela A5 – Teste de Hausman – Variável Dependente – L_Temp_Emprego

	---- Coefficients ----		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fixed	(B) .		
export	.0036945	.0242474	-.0205528	.0012959
l_estoq	-.1487261	-.0709493	-.0777767	.0020708
l_r_media	.2372031	.2940599	-.0568567	.0027477
dano1990	-.3998189	-.3791525	-.0206664	.0004016
dano1991	-.2843489	-.2652548	-.0190941	.0003227
dano1992	-.1367194	-.1174601	-.0192594	.
dano1993	-.0923446	-.0805127	-.0118319	.
dano1994	-.0629767	-.0589852	-.0039915	.
dano1995	-.1149568	-.1175643	.0026075	.
dano1996	-.0439028	-.0479339	.0040311	.

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(10) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 1426.74
 Prob>chi2 = 0.0000
 (V_b-V_B is not positive definite)

Tabela A6 – Teste de Hausman – Variável Dependente – L_Temp_Emprego

	---- Coefficients ----		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fixed	(B) .		
p_export	.0232366	.0852084	-.0619718	.0029066
l_estoq	-.1486267	-.0706946	-.0779321	.0020865
l_r_media	.2375229	.2945849	-.057062	.0027682
dano1990	-.3989749	-.3775355	-.0214394	.0004632
dano1991	-.2835685	-.2635548	-.0200138	.0004119
dano1992	-.1360271	-.115565	-.0204621	.0001565
dano1993	-.0920004	-.0796579	-.0123425	.
dano1994	-.0628054	-.058559	-.0042463	.
dano1995	-.1150042	-.1178793	.0028752	.
dano1996	-.0439545	-.0482439	.0042894	.

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(10) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 1415.67
 Prob>chi2 = 0.0000
 (V_b-V_B is not positive definite)

Tabela A7 – Teste de Hausman – Variável Dependente – D_L_Estoque

	---- Coefficients ----		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fixed	(B) .		
export	-.0348834	.14708	-.1819634	.0110565
l_estoq_t_2	-.3535306	-.1583908	-.1951397	.003244
l_r_media	-.1087015	.1518139	-.2605154	.0160357
dano1990	.6685314	.9250951	-.2565638	.0060997
dano1991	-.2829109	.0160776	-.2989885	.0064547
dano1992	-.0166418	.0943391	-.1109809	.0045645
dano1993	.0841139	.1758842	-.0917703	.003382
dano1994	.0853494	.1689301	-.0835808	.0020426
dano1995	.0118353	.0370721	-.0252367	.
dano1996	.0700621	.0696002	.0004619	.

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(10) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 3798.50
 Prob>chi2 = 0.0000
 (V_b-V_B is not positive definite)

Tabela A8 – Teste de Hausman – Variável Dependente – D_L_Estoque

	---- Coefficients ----		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fixed	(B) .		
p_export	-.8210637	-.0540039	-.7670598	.0270194
l_estoq_t_2	-.3361041	-.1430766	-.1930275	.0032105
l_r_media	-.1230889	.1846896	-.3077785	.0158831
dano1990	.6382028	.9289332	-.2907304	.0056808
dano1991	-.3040034	.028438	-.3324414	.0060686
dano1992	-.045255	.0997618	-.1450168	.0042068
dano1993	.0692947	.1830756	-.1137809	.0027294
dano1994	.0786903	.1779048	-.0992145	.0001795
dano1995	.012231	.0386481	-.0264171	.
dano1996	.0696671	.0683027	.0013644	.

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(10) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 4661.52
 Prob>chi2 = 0.0000
 (V_b-V_B is not positive definite)

Apenas no modelo em que a variável dependente é rotatividade de substituição de mão-de-obra rejeitamos H_0 a um nível de significância de 6%, em todos os outros, rejeitamos H_0 a um nível de significância de 1%. Isto demonstra que a melhor especificação evidenciada pelo teste foi a de efeitos fixos (FE), em virtude de as variáveis explicativas X_{it} serem correlacionadas com o efeito específico do indivíduo n_i .

Além do indício dado pelo teste de Hausman (1978), temos vários motivos para adotar os modelos de efeitos fixos. Como exemplo poderia citar os problemas nas variáveis setoriais, em que um mesmo CNPJ aparece em setores diferentes em anos diferentes e a falta de informações em relação a origem do capital das firmas, se nacional ou transnacional. Estes dois problemas são sanados pelo modelo de efeitos fixos, pois estas variáveis explicativas não aparecem neste modelo em decorrência de serem invariantes no tempo.

Apêndice B – Teste para Heterocedasticidade e Autocorrelação

O objetivo deste apêndice foi demonstrar os resultados dos testes de heterocedasticidade e correlação serial para os modelos de regressão de efeitos fixos. No primeiro teste verificamos a presença de heterocedasticidade por meio da estatística modificada de Wald demonstrada em Greene (2000), sob a hipótese nula de idêntica dispersão dos resíduos. No segundo, a correlação serial foi testada por meio do teste desenvolvido por Wooldridge (2002) para modelos em painel linear, observando a presença de erros auto regressivos de primeira ordem (AR(1)). A hipótese nula é de que não existe correlação serial para a regressão com variáveis em primeira diferença.

Tabela B1 – Efeito Fixo – Variável Dependente – L_Rot_Geral

```

Fixed-effects (within) regression      Number of obs      =      31144
Group variable (i): firma              Number of groups   =      3893

R-sq:  within = 0.1973                  Obs per group: min =      8
      between = 0.1799                      avg =      8.0
      overall  = 0.1885                      max =      8

corr(u_i, Xb) = -0.0442                  F(10,27241)       =      669.68
                                          Prob > F           =      0.0000

```

l_rot_geral	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
export	-.0011726	.0052033	-0.23	0.822	-.0113713	.009026
l_estoq	-.0643891	.0035479	-18.15	0.000	-.0713433	-.0574349
l_r_media	-.1242565	.0067059	-18.53	0.000	-.1374005	-.1111126
dano1990	.1984416	.005241	37.86	0.000	.1881688	.2087143
dano1991	.1566636	.0052339	29.93	0.000	.1464049	.1669222
dano1992	-.0196735	.0051165	-3.85	0.000	-.0297021	-.0096449
dano1993	.0117364	.0049665	2.36	0.018	.0020018	.0214709
dano1994	.0250279	.0048554	5.15	0.000	.015511	.0345447
dano1995	.1295868	.0045261	28.63	0.000	.1207153	.1384583
dano1996	.0118622	.0044925	2.64	0.008	.0030568	.0206677
_cons	1.594539	.0435366	36.63	0.000	1.509205	1.679873
sigma_u	.1743653					
sigma_e	.19764728					
rho	.43766033	(fraction of variance due to u_i)				

```

F test that all u_i=0:      F(3892, 27241) =      6.08      Prob > F = 0.0000

```

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

```

chi2 (3893) = 2.3e+05
Prob>chi2 = 0.0000

```

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

```

F( 1, 3892) = 402.707
Prob > F = 0.0000

```

Tabela B2 – Efeito Fixo – Variável Dependente – L_Rot_Geral

```

Fixed-effects (within) regression      Number of obs      =      31144
Group variable (i): firma              Number of groups   =      3893

R-sq:  within = 0.1974                  Obs per group: min =      8
      between = 0.1796                      avg =      8.0
      overall = 0.1882                      max =      8

corr(u_i, Xb) = -0.0479                  F(10,27241)       =      669.84
                                          Prob > F           =      0.0000

```

l_rot_geral	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
p_export	-.0158214	.0135816	-1.16	0.244	-.042442	.0107992
l_estoq	-.0644129	.0035438	-18.18	0.000	-.071359	-.0574669
l_r_media	-.1244901	.0067088	-18.56	0.000	-.1376397	-.1113404
dano1990	.1977042	.0052573	37.61	0.000	.1873995	.2080088
dano1991	.1560085	.0052528	29.70	0.000	.1457128	.1663042
dano1992	-.0202035	.0051356	-3.93	0.000	-.0302696	-.0101374
dano1993	.0114667	.0049712	2.31	0.021	.001723	.0212105
dano1994	.024895	.0048565	5.13	0.000	.0153759	.034414
dano1995	.1296011	.0045255	28.64	0.000	.1207309	.1384713
dano1996	.0118798	.0044918	2.64	0.008	.0030756	.0206841
_cons	1.597086	.0435901	36.64	0.000	1.511648	1.682525
sigma_u	.1744559					
sigma_e	.19764254					
rho	.43792783	(fraction of variance due to u_i)				

```

F test that all u_i=0:      F(3892, 27241) =      6.08      Prob > F = 0.0000

```

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

```

chi2 (3893) = 2.3e+05
Prob>chi2 = 0.0000

```

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

```

F( 1, 3892) = 403.042
Prob > F = 0.0000

```

Tabela B3 – Efeito Fixo – Variável Dependente – L_Rot_Substituição

```

Fixed-effects (within) regression      Number of obs      =      31144
Group variable (i): firma              Number of groups   =      3893

R-sq:  within = 0.1763                  Obs per group: min =      8
      between = 0.1645                      avg =      8.0
      overall  = 0.1685                      max =      8

corr(u_i, Xb) = 0.0562                  F(10,27241)       =      582.94
                                          Prob > F           =      0.0000

```

l_rot_sub	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
export	-.0021141	.0037179	-0.57	0.570	-.0094015	.0051732
l_estoq	-.0023292	.0025351	-0.92	0.358	-.0072982	.0026398
l_r_media	-.0933778	.0047916	-19.49	0.000	-.1027697	-.083986
dano1990	.127748	.0037449	34.11	0.000	.1204077	.1350883
dano1991	.1077573	.0037398	28.81	0.000	.100427	.1150875
dano1992	-.0183149	.003656	-5.01	0.000	-.0254807	-.011149
dano1993	.0100557	.0035488	2.83	0.005	.0030999	.0170114
dano1994	.0157941	.0034694	4.55	0.000	.0089939	.0225942
dano1995	.089137	.0032341	27.56	0.000	.082798	.095476
dano1996	.0100114	.00321	3.12	0.002	.0037195	.0163032
_cons	.8588818	.0311087	27.61	0.000	.7979072	.9198564
sigma_u	.11362833					
sigma_e	.14122692					
rho	.39296397	(fraction of variance due to u_i)				

```

F test that all u_i=0:      F(3892, 27241) =      5.11      Prob > F = 0.0000

```

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

```

chi2 (3893) = 2.4e+05
Prob>chi2 = 0.0000

```

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

```

F( 1, 3892) = 281.089
Prob > F = 0.0000

```

Tabela B4 – Efeito Fixo – Variável Dependente – L_Rot_Substituição

```

Fixed-effects (within) regression          Number of obs   =   31144
Group variable (i): firma                 Number of groups =   3893

R-sq:  within = 0.1763                    Obs per group:  min =    8
        between = 0.1646                    avg =    8.0
        overall = 0.1685                    max =    8

corr(u_i, Xb) = 0.0561                    F(10,27241)    =   582.94
                                                Prob > F       =   0.0000

```

l_rot_sub	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
p_export	-.005658	.0097048	-0.58	0.560	-.02468	.0133639
l_estoq	-.0023931	.0025323	-0.95	0.345	-.0073564	.0025702
l_r_media	-.0934414	.0047938	-19.49	0.000	-.1028375	-.0840452
dano1990	.1276897	.0037567	33.99	0.000	.1203264	.135053
dano1991	.1076791	.0037534	28.69	0.000	.1003223	.115036
dano1992	-.0184305	.0036697	-5.02	0.000	-.0256233	-.0112377
dano1993	.0100038	.0035522	2.82	0.005	.0030413	.0169662
dano1994	.015767	.0034703	4.54	0.000	.0089651	.0225689
dano1995	.0891647	.0032337	27.57	0.000	.0828265	.095503
dano1996	.0100399	.0032097	3.13	0.002	.0037487	.016331
_cons	.8594945	.0311476	27.59	0.000	.7984436	.9205454
sigma_u	.11362219					
sigma_e	.14122687					
rho	.39293836	(fraction of variance due to u_i)				

```

F test that all u_i=0:      F(3892, 27241) =    5.11      Prob > F = 0.0000

```

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

```

chi2 (3893) = 2.4e+05
Prob>chi2 = 0.0000

```

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

```

F( 1, 3892) = 281.353
Prob > F = 0.0000

```

Tabela B5 – Efeito Fixo – Variável Dependente – L_Temp_Emprego

```

Fixed-effects (within) regression      Number of obs      =      31144
Group variable (i): firma              Number of groups   =      3893

R-sq:  within = 0.3885                  Obs per group: min =      8
      between = 0.0061                    avg =      8.0
      overall  = 0.0568                    max =      8

corr(u_i, Xb) = -0.2307                  F(10,27241)       =      1730.72
                                          Prob > F           =      0.0000

```

l_temp_emp~g	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
export	.0036945	.005885	0.63	0.530	-.0078403	.0152294
l_estoq	-.1487261	.0040128	-37.06	0.000	-.1565913	-.1408608
l_r_media	.2372031	.0075845	31.27	0.000	.2223372	.2520691
dano1990	-.3998189	.0059277	-67.45	0.000	-.4114375	-.3882003
dano1991	-.2843489	.0059196	-48.04	0.000	-.2959517	-.2727462
dano1992	-.1367194	.0057869	-23.63	0.000	-.148062	-.1253769
dano1993	-.0923446	.0056172	-16.44	0.000	-.1033545	-.0813347
dano1994	-.0629767	.0054915	-11.47	0.000	-.0737404	-.052213
dano1995	-.1149568	.0051191	-22.46	0.000	-.1249906	-.1049231
dano1996	-.0439028	.005081	-8.64	0.000	-.0538619	-.0339437
_cons	2.638372	.0492406	53.58	0.000	2.541857	2.734886
sigma_u	.4224384					
sigma_e	.22354219					
rho	.78123654	(fraction of variance due to u_i)				

```

F test that all u_i=0:      F(3892, 27241) =      19.75      Prob > F = 0.0000

```

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

```

chi2 (3893) = 8.3e+05
Prob>chi2 = 0.0000

```

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

```

F( 1, 3892) = 1700.915
Prob > F = 0.0000

```


Tabela B6 – Efeito Fixo – Variável Dependente – L_Temp_Emprego

```

Fixed-effects (within) regression      Number of obs      =      31144
Group variable (i): firma              Number of groups   =      3893

R-sq:  within = 0.3885                  Obs per group: min =      8
      between = 0.0056                      avg =      8.0
      overall = 0.0577                      max =      8

corr(u_i, Xb) = -0.2284                  F(10,27241)       =      1731.03
                                          Prob > F           =      0.0000

```

l_temp_emp~g	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
p_export	.0232366	.0153608	1.51	0.130	-.0068714 .0533446
l_estoq	-.1486267	.0040081	-37.08	0.000	-.1564827 -.1407707
l_r_media	.2375229	.0075877	31.30	0.000	.2226506 .2523952
dano1990	-.3989749	.0059461	-67.10	0.000	-.4106295 -.3873203
dano1991	-.2835685	.0059409	-47.73	0.000	-.295213 -.2719241
dano1992	-.1360271	.0058084	-23.42	0.000	-.1474119 -.1246423
dano1993	-.0920004	.0056224	-16.36	0.000	-.1030207 -.0809802
dano1994	-.0628054	.0054927	-11.43	0.000	-.0735714 -.0520393
dano1995	-.1150042	.0051184	-22.47	0.000	-.1250364 -.1049719
dano1996	-.0439545	.0050803	-8.65	0.000	-.0539121 -.0339969
_cons	2.634977	.0493006	53.45	0.000	2.538346 2.731609
sigma_u	.42194847				
sigma_e	.22353442				
rho	.78085153	(fraction of variance due to u_i)			

```

F test that all u_i=0:      F(3892, 27241) =      19.74      Prob > F = 0.0000

```

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

```

chi2 (3893) = 8.8e+05
Prob>chi2 = 0.0000

```

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

```

F( 1, 3892) = 1701.235
Prob > F = 0.0000

```

Tabela B7 – Efeito Fixo – Variável Dependente – D_L_Estoque

```

Fixed-effects (within) regression      Number of obs      =      31144
Group variable (i): firma              Number of groups   =      3893

R-sq:  within = 0.3526                  Obs per group: min =      8
      between = 0.0363                    avg =      8.0
      overall  = 0.1670                    max =      8

corr(u_i, Xb) = -0.5561                  F(10,27241)       =      1483.69
                                          Prob > F          =      0.0000

```

d_l_estoq	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
export	-.0348834	.0144417	-2.42	0.016	-.0631899	-.0065769
l_estoq_t_2	-.3535306	.0047358	-74.65	0.000	-.3628129	-.3442482
l_r_media	-.1087015	.0186075	-5.84	0.000	-.1451731	-.072223
dano1990	.6685314	.0148186	45.11	0.000	.6394861	.6975766
dano1991	-.2829109	.0150692	-18.77	0.000	-.3124472	-.2533746
dano1992	-.0166418	.0141903	-1.17	0.241	-.0444556	.0111719
dano1993	.0841139	.0137548	6.12	0.000	.0571537	.1110741
dano1994	.0853494	.0133982	6.37	0.000	.0590883	.1116105
dano1995	.0118353	.0125203	0.95	0.345	-.012705	.0363757
dano1996	.0700621	.0124418	5.63	0.000	.0456755	.0944487
_cons	1.896208	.1159591	16.35	0.000	1.668922	2.123493
sigma_u	.38872343					
sigma_e	.54823915					
rho	.33454781	(fraction of variance due to u_i)				

```

F test that all u_i=0:      F(3892, 27241) =      1.79      Prob > F = 0.0000

```

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

```

chi2 (3893) = 1.9e+06
Prob>chi2 = 0.0000

```

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

```

F( 1, 3892) = 2284.114
Prob > F = 0.0000

```

Tabela B8 – Efeito Fixo – Variável Dependente – D_L_Estoque

```

Fixed-effects (within) regression      Number of obs      =      31144
Group variable (i): firma              Number of groups   =      3893

R-sq:  within = 0.3634                  Obs per group: min =      8
      between = 0.0425                    avg =      8.0
      overall  = 0.1538                    max =      8

corr(u_i, Xb) = -0.6025                  F(10,27241)       =      1555.08
                                          Prob > F          =      0.0000

```

d_l_estoq	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
p_export	-.8210637	.0379485	-21.64	0.000	-.8954446	-.7466827
l_estoq_t_2	-.3361041	.0047619	-70.58	0.000	-.3454378	-.3267705
l_r_media	-.1230889	.0184632	-6.67	0.000	-.1592778	-.0869001
dano1990	.6382028	.0146983	43.42	0.000	.6093933	.6670123
dano1991	-.3040034	.0149461	-20.34	0.000	-.3332985	-.2747083
dano1992	-.045255	.0141267	-3.20	0.001	-.0729442	-.0175659
dano1993	.0692947	.0136545	5.07	0.000	.0425312	.0960582
dano1994	.0786903	.0132894	5.92	0.000	.0526424	.1047382
dano1995	.012231	.0124145	0.99	0.325	-.0121021	.036564
dano1996	.0696671	.0123365	5.65	0.000	.045487	.0938473
_cons	1.97993	.1150151	17.21	0.000	1.754495	2.205366
sigma_u	.42410808					
sigma_e	.54364655					
rho	.37833485	(fraction of variance due to u_i)				

```

F test that all u_i=0:      F(3892, 27241) =      2.02      Prob > F = 0.0000

```

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

```

chi2 (3893) = 1.2e+06
Prob>chi2 = 0.0000

```

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

```

F( 1, 3892) = 2160.831
Prob > F = 0.0000

```

Em todos os modelos ocorreu a rejeição de H_0 a um nível de significância de 1% tanto para o teste de homocedasticidade como para o de correlação serial, demonstrando a existência de heterocedasticidade e correlação serial AR(1). Portanto, os modelos devem utilizar estimativas de desvio-padrão robustas a heterocedasticidade e a autocorrelação.

Apêndice C – Teste de Exogeneidade

Neste apêndice apresentaremos os resultados em relação aos testes de exogeneidade de Davidson – MacKinnon (1993) para a regressão de efeitos fixos estimada via variáveis instrumentais. A hipótese nula é de que a regressão de efeitos fixos estimada por mínimos quadrados ordinários (MQO) para a mesma equação já seria uma estimativa consistente. A rejeição da hipótese nula indica que os regressores endógenos afetam a estimativa de forma significativa, em função disso, as técnicas de variáveis instrumentais são requeridas. Para maiores detalhes, ver Davidson e MacKinnon (1993, p. 237-240). Demonstraremos nas tabelas abaixo, os resultados das estimativas de efeitos fixos por meio de variáveis instrumentais seguidos pelos testes de exogeneidade.

Tabela C1 – E. F. Variável Instrumental – Variável Dependente – L_Rot_Geral

```

Fixed-effects (within) IV regression      Number of obs   =      31053
Group variable: firma                    Number of groups =      3893

R-sq:  within =          .              Obs per group: min =          6
        between = 0.1947                  avg =          8.0
        overall = 0.1269                  max =          8

corr(u_i, Xb) = -0.8901                  Wald chi2(10)   = 209496.37
                                                Prob > chi2     =      0.0000

```

l_rot_geral	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
l_estoq	-.3269565	.1599566	-2.04	0.041	-.6404657	-.0134473
l_r_media	-1.000206	.2919956	-3.43	0.001	-1.572507	-.427905
export	.0105089	.0137361	0.77	0.444	-.0164135	.0374312
dano1990	-.1318404	.1174164	-1.12	0.262	-.3619724	.0982915
dano1991	-.1716094	.1184262	-1.45	0.147	-.4037206	.0605017
dano1992	-.3328777	.1084493	-3.07	0.002	-.5454345	-.120321
dano1993	-.2436265	.0958585	-2.54	0.011	-.4315056	-.0557473
dano1994	-.1725064	.0856894	-2.01	0.044	-.3404545	-.0045582
dano1995	.0828818	.0311275	2.66	0.008	.021873	.1438906
dano1996	.0062322	.0171721	0.36	0.717	-.0274244	.0398888
_cons	7.9312	1.805273	4.39	0.000	4.39293	11.46947
sigma_u	.53437656					
sigma_e	.26646848					
rho	.80086185	(fraction of variance due to u_i)				

```

F test that all u_i=0:      F(3892,27150) =      3.32      Prob > F      = 0.0000

```

```

Instrumented:  l_estoq l_r_media
Instruments:  export dano1990 dano1991 dano1992 dano1993 dano1994 dano1995
dano1996 qualif_empres_t_2 fx_etaria_t_2 prop_homens_t_2
prop_white_t_2

```

```

Davidson-MacKinnon test of exogeneity: 12.31062 F( 2,27148) P-value = 4.5e-
06

```

Tabela C2 – E. F. Variável Instrumental – Variável Dependente – L_Rot_Geral

```

Fixed-effects (within) IV regression      Number of obs      =      31053
Group variable: firma                    Number of groups   =      3893

R-sq:  within =      .
      between = 0.1952
      overall = 0.1262

Obs per group: min =      6
               avg  =      8.0
               max  =      8

corr(u_i, Xb) = -0.8943

Wald chi2(10) = 202588.43
Prob > chi2   = 0.0000

```

l_rot_geral	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
l_estoq	-.3248352	.1601515	-2.03	0.043	-.6387263	-.010944
l_r_media	-1.04554	.3126853	-3.34	0.001	-1.658392	-.4326884
p_export	-.0718797	.0280049	-2.57	0.010	-.1267683	-.0169911
dano1990	-.1545856	.12596	-1.23	0.220	-.4014627	.0922915
dano1991	-.1936233	.1269596	-1.53	0.127	-.4424597	.055213
dano1992	-.3522331	.1164719	-3.02	0.002	-.5805139	-.1239523
dano1993	-.2593953	.1024343	-2.53	0.011	-.4601629	-.0586278
dano1994	-.1854464	.0909799	-2.04	0.042	-.3637638	-.007129
dano1995	.0789331	.0324125	2.44	0.015	.0154057	.1424604
dano1996	.0046692	.0174285	0.27	0.789	-.0294901	.0388285
_cons	8.211426	1.932882	4.25	0.000	4.423046	11.99981
sigma_u	.55326399					
sigma_e	.27097319					
rho	.8065319	(fraction of variance due to u_i)				

```

F test that all u_i=0:      F(3892,27150) =      3.21      Prob > F      = 0.0000

```

```

Instrumented:  l_estoq l_r_media
Instruments:  p_export dano1990 dano1991 dano1992 dano1993 dano1994 dano1995
dano1996 qualif_empres_t_2 fx_etaria_t_2 prop_homens_t_2
prop_white_t_2

```

```

Davidson-MacKinnon test of exogeneity:  12.23145  F( 2,27148)  P-value = 4.9e-
06

```

Tabela C3 – E. F. Variável Instrumental – Variável Dependente – L_Rot_Substituição

```

Fixed-effects (within) IV regression      Number of obs   =      31053
Group variable: firma                    Number of groups =      3893

R-sq:  within =      .
      between = 0.1663
      overall = 0.0965

Obs per group: min =      6
                avg  =      8.0
                max  =      8

corr(u_i, Xb) = -0.8987

Wald chi2(10) = 81894.12
Prob > chi2   = 0.0000

```

l_rot_sub	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
l_estoq	-.1627301	.1269446	-1.28	0.200	-.411537	.0860768
l_r_media	-.9251985	.2317333	-3.99	0.000	-1.379387	-.4710096
export	.0027217	.0109013	0.25	0.803	-.0186443	.0240878
dano1990	-.1912866	.0931839	-2.05	0.040	-.3739237	-.0086494
dano1991	-.2105144	.0939853	-2.24	0.025	-.3947222	-.0263065
dano1992	-.318795	.0860675	-3.70	0.000	-.4874842	-.1501059
dano1993	-.2401267	.0760751	-3.16	0.002	-.3892311	-.0910222
dano1994	-.1849362	.0680048	-2.72	0.007	-.318223	-.0516493
dano1995	.0360669	.0247034	1.46	0.144	-.0123508	.0844846
dano1996	-.002272	.0136281	-0.17	0.868	-.0289825	.0244386
_cons	6.560771	1.432699	4.58	0.000	3.752732	9.36881
sigma_u	.41574602					
sigma_e	.2114745					
rho	.79444665	(fraction of variance due to u_i)				

```

F test that all u_i=0:      F(3892,27150) =      2.27      Prob > F      = 0.0000

```

```

Instrumented:  l_estoq l_r_media
Instruments:  export dano1990 dano1991 dano1992 dano1993 dano1994 dano1995
dano1996 qualif_empres_t_2 fx_etaria_t_2 prop_homens_t_2
prop_white_t_2

```

```

Davidson-MacKinnon test of exogeneity: 18.23917 F( 2,27148) P-value = 1.2e-
08

```


Tabela C4 – E. F. Variável Instrumental – Variável Dependente – L_Rot_Substituição

```

Fixed-effects (within) IV regression      Number of obs      =      31053
Group variable: firma                    Number of groups   =      3893

R-sq:  within =      .
      between = 0.1663
      overall = 0.0959

Obs per group: min =      6
               avg  =      8.0
               max  =      8

Wald chi2(10) = 78740.81
Prob > chi2   = 0.0000

corr(u_i, Xb) = -0.9020

```

l_rot_sub	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
l_estoq	-.1622545	.1274639	-1.27	0.203	-.4120792	.0875702
l_r_media	-.9592553	.248865	-3.85	0.000	-1.447022	-.4714889
p_export	-.060162	.022289	-2.70	0.007	-.1038476	-.0164763
dano1990	-.2080211	.1002511	-2.08	0.038	-.4045096	-.0115326
dano1991	-.2267936	.1010467	-2.24	0.025	-.4248415	-.0287458
dano1992	-.333292	.0926996	-3.60	0.000	-.5149797	-.1516042
dano1993	-.2518598	.0815271	-3.09	0.002	-.4116499	-.0920697
dano1994	-.1945014	.0724106	-2.69	0.007	-.3364235	-.0525793
dano1995	.0332655	.025797	1.29	0.197	-.0172957	.0838267
dano1996	-.0033021	.0138713	-0.24	0.812	-.0304893	.0238852
_cons	6.774631	1.538373	4.40	0.000	3.759475	9.789787
sigma_u	.43124251					
sigma_e	.21566648					
rho	.79993288	(fraction of variance due to u_i)				

```

F test that all u_i=0:      F(3892,27150) =      2.18      Prob > F      = 0.0000

```

```

Instrumented:  l_estoq l_r_media
Instruments:  p_export dano1990 dano1991 dano1992 dano1993 dano1994 dano1995
dano1996 qualif_empres_t_2 fx_etaria_t_2 prop_homens_t_2
prop_white_t_2

```

```

Davidson-MacKinnon test of exogeneity: 17.82066 F( 2,27148) P-value = 1.8e-
08

```

Tabela C5 – E. F. Variável Instrumental – Variável Dependente – L_Temp_Emprego

```

Fixed-effects (within) IV regression      Number of obs   =   31053
Group variable: firma                    Number of groups =   3893

R-sq:  within = 0.0843                   Obs per group:  min =   6
      between = 0.2307                      avg =   8.0
      overall  = 0.2233                      max =   8

corr(u_i, Xb) = -0.5266                   Wald chi2(10)   =  4.72e+06
                                           Prob > chi2     =  0.0000

```

l_temp_emp~g	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
l_estoq	.155651	.164039	0.95	0.343	-.1658596	.4771616
l_r_media	.9123296	.2994479	3.05	0.002	.3254224	1.499237
export	-.0127796	.0140867	-0.91	0.364	-.040389	.0148298
dano1990	-.1513557	.1204131	-1.26	0.209	-.3873611	.0846497
dano1991	-.0385088	.1214487	-0.32	0.751	-.276544	.1995263
dano1992	.101431	.1112172	0.91	0.362	-.1165506	.3194127
dano1993	.0959065	.098305	0.98	0.329	-.0967677	.2885807
dano1994	.0745618	.0878764	0.85	0.396	-.0976727	.2467964
dano1995	-.0886057	.0319219	-2.78	0.006	-.1511716	-.0260399
dano1996	-.0471673	.0176103	-2.68	0.007	-.0816829	-.0126516
_cons	-2.607375	1.851347	-1.41	0.159	-6.235949	1.021199
sigma_u	.42612742					
sigma_e	.27326931					
rho	.70859317	(fraction of variance due to u_i)				

```

F test that all u_i=0:      F(3892,27150) = 12.58      Prob > F = 0.0000

```

```

Instrumented:  l_estoq l_r_media
Instruments:  export dano1990 dano1991 dano1992 dano1993 dano1994 dano1995
dano1996 qualif_empres_t_2 fx_etaria_t_2 prop_homens_t_2
prop_white_t_2

```

```

Davidson-MacKinnon test of exogeneity:  7.520566  F( 2,27148)  P-value =  5.4e-04

```

Tabela C6 – E. F. Variável Instrumental – Variável Dependente – L_Temp_Emprego

```

Fixed-effects (within) IV regression      Number of obs   =   31053
Group variable: firma                    Number of groups =   3893

R-sq:  within = 0.0593                   Obs per group:  min =   6
      between = 0.2300                      avg =   8.0
      overall = 0.2210                      max =   8

corr(u_i, Xb) = -0.5596                   Wald chi2(10)   = 4.59e+06
                                           Prob > chi2     = 0.0000

```

l_temp_emp~g	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
l_estoq	.1528783	.1636996	0.93	0.350	-.167967	.4737236
l_r_media	.9633671	.3196127	3.01	0.003	.3369376	1.589797
p_export	.0664946	.0286253	2.32	0.020	.0103899	.1225992
dano1990	-.1263316	.1287506	-0.98	0.326	-.3786782	.126015
dano1991	-.0142229	.1297724	-0.11	0.913	-.2685722	.2401263
dano1992	.1228217	.1190523	1.03	0.302	-.1105166	.35616
dano1993	.1135084	.1047037	1.08	0.278	-.0917071	.3187239
dano1994	.0891164	.0929956	0.96	0.338	-.0931515	.2713844
dano1995	-.084097	.0331306	-2.54	0.011	-.1490318	-.0191622
dano1996	-.0453601	.0178147	-2.55	0.011	-.0802762	-.010444
_cons	-2.920523	1.975705	-1.48	0.139	-6.792833	.9517869
sigma_u	.44038746					
sigma_e	.27697651					
rho	.71655653	(fraction of variance due to u_i)				

```

F test that all u_i=0:      F(3892,27150) = 12.25      Prob > F = 0.0000

```

```

Instrumented:  l_estoq l_r_media
Instruments:  p_export dano1990 dano1991 dano1992 dano1993 dano1994 dano1995
dano1996 qualif_empres_t_2 fx_etaria_t_2 prop_homens_t_2
prop_white_t_2

```

```

Davidson-MacKinnon test of exogeneity:  7.676507  F( 2,27148)  P-value = 4.6e-04

```

Tabela C7 – E. F. Variável Instrumental – Variável Dependente – D_L_Estoque

```

Fixed-effects (within) IV regression      Number of obs   =      31067
Group variable: firma                    Number of groups =      3893

R-sq:  within = 0.3029                   Obs per group:  min =      7
      between = 0.0180                               avg =      8.0
      overall = 0.1531                               max =      8

corr(u_i, Xb) = -0.6041                    Wald chi2(10)   = 10561.37
                                           Prob > chi2     =  0.0000

```

d_l_estoq	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
l_estoq_t_2	-.5559624	.0175666	-31.65	0.000	-.5903924	-.5215325
l_r_media	.2615153	.6968676	0.38	0.707	-1.10432	1.627351
export	.0051629	.0160171	0.32	0.747	-.0262299	.0365558
dano1990	.6801118	.2780464	2.45	0.014	.1351508	1.225073
dano1991	-.319618	.2803031	-1.14	0.254	-.869002	.229766
dano1992	.1121002	.2565788	0.44	0.662	-.3907851	.6149854
dano1993	.1965359	.221426	0.89	0.375	-.2374512	.630523
dano1994	.171895	.1884115	0.91	0.362	-.1973848	.5411748
dano1995	.0404784	.0588127	0.69	0.491	-.0747925	.1557493
dano1996	.0917168	.0240877	3.81	0.000	.0445058	.1389278
_cons	.3448124	4.31204	0.08	0.936	-8.106631	8.796256
sigma_u	.47285307					
sigma_e	.56855506					
rho	.40887285	(fraction of variance due to u_i)				

```

F test that all u_i=0:      F(3892,27164) =      1.10      Prob > F      = 0.0000

```

```

Instrumented:  l_estoq_t_2 l_r_media
Instruments:  export dano1990 dano1991 dano1992 dano1993 dano1994 dano1995
dano1996 qualif_empres_t_2 id_empresa_t_2 prop_homens_t_2

```

```

Davidson-MacKinnon test of exogeneity:  80.83133  F( 2,27162)  P-value = 1.0e-
35

```

Tabela C8 – E. F. Variável Instrumental – Variável Dependente – D_L_Estoque

```

Fixed-effects (within) IV regression      Number of obs   =      31067
Group variable: firma                    Number of groups =      3893

R-sq:  within = 0.3246                   Obs per group:  min =      7
      between = 0.0392                       avg =      8.0
      overall = 0.1194                       max =      8

corr(u_i, Xb) = -0.6907                   Wald chi2(10)   = 11753.88
                                           Prob > chi2     = 0.0000

```

d_l_estoq	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
l_estoq_t_2	-.5320382	.0180778	-29.43	0.000	-.5674701	-.4966063
l_r_media	-.2216343	.7250772	-0.31	0.760	-1.64276	1.199491
p_export	-.5514488	.064804	-8.51	0.000	-.6784624	-.4244353
dano1990	.4781148	.2891608	1.65	0.098	-.0886301	1.04486
dano1991	-.5125342	.2906913	-1.76	0.078	-1.082279	.0572102
dano1992	-.0816231	.2680431	-0.30	0.761	-.6069779	.4437317
dano1993	.0362886	.2308108	0.16	0.875	-.4160923	.4886695
dano1994	.040459	.1960322	0.21	0.836	-.3437571	.424675
dano1995	.0016423	.060909	0.03	0.978	-.117737	.1210217
dano1996	.0766111	.0247229	3.10	0.002	.0281551	.125067
_cons	3.283451	4.47975	0.73	0.464	-5.496697	12.0636
sigma_u	.56730744					
sigma_e	.55962061					
rho	.50682073	(fraction of variance due to u_i)				

```

F test that all u_i=0:      F(3892,27164) =      1.29      Prob > F      = 0.0000

```

```

Instrumented:  l_estoq_t_2 l_r_media
Instruments:  p_export dano1990 dano1991 dano1992 dano1993 dano1994 dano1995
dano1996 qualif_empres_t_2 id_empresa_t_2 prop_homens_t_2

```

```

Davidson-MacKinnon test of exogeneity: 66.18269 F( 2,27162) P-value = 2.1e-
29

```

Em todos os modelos, o teste de exogeneidade de Davidson-Mackinnon rejeitou H_0 a um nível de significância de 1%, demonstrando que a regressão de efeitos fixos estimada por mínimos quadrados ordinários (MQO) não é uma estimativa consistente. Portanto, os regressores endógenos afetam a estimativa de forma significativa, sendo necessário utilizar as técnicas de variáveis instrumentais para conseguir uma estimativa consistente dos coeficientes da regressão.