

**UNIVERSIDADE  
CATÓLICA DE  
BRASÍLIA**

Programa de Pós-Graduação  
Stricto Sensu em Economia de Empresas

**MESTRADO**

**ESTIMAÇÃO DA CURVA DE SALÁRIOS PARA A REGIÃO  
CENTRO-OESTE: uma abordagem com pseudodados de painel.**

**Aluno: Paulo Penha de Lima**

**Orientador: Prof. Dr. Tito Belchior Silva Moreira**

**Brasília**

**2006**

**Paulo Penha de Lima**

**ESTIMAÇÃO DA CURVA DE SALÁRIOS PARA A REGIÃO CENTRO-OESTE: uma abordagem com pseudodados de painel.**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação “Strictu Senso” em Economia de Empresas da Universidade Católica de Brasília, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia de Empresas.

**Orientador:** Prof. Dr. Tito Belchior Silva  
Moreira

**Brasília**

**2006**

## **TERMO DE APROVAÇÃO**

Dissertação defendida e aprovada como requisito parcial para obtenção do título de mestre em Economia de Empresas, defendida e aprovada em 08 de dezembro de 2006, pela banca examinadora, constituída por:

---

**Prof. Dr. Tito Belchior Silva Moreira**

---

**Prof. Dr. Paulo Roberto Amorim Loureiro**

---

**Prof. Dr. Charles Lima de Almeida**

Brasília

UCB

Agradeço às pessoas que colaboraram na minha formação pessoal.

À Carla e Raul Velloso, pela força e apoio incondicional.

Ao Professor Doutor Tito Belchior  
Moreira, pela atenção, sugestões e  
comentários.

Ao Professor Doutor Paulo  
Roberto Amorim Loureiro, pela  
transmissão de conhecimentos e  
paciência dispensada.

À coordenação do Programa de  
Pós-Graduação em Economia de  
Empresas da Universidade Católica  
de Brasília, em especial ao  
Professor Doutor Daniel Cajueiro.

## RESUMO

A presente dissertação examina o grau de flexibilidade do mercado de trabalho da região Centro-Oeste brasileira, por meio da estimação de uma curva de salários, utilizando pseudodados de painel. Foram utilizadas 117.074 informações provenientes da Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílio – PNAD, para os anos de 1992 a 2002, com exceção dos anos de 1994 e 2000. O uso de um modelo econométrico dinâmico, controlando por idade e efeitos fixos, permite presumir a existência da curva de salários, evidenciando a relação inversa entre a taxa de desemprego e o salário real, bem como demonstra que a taxa de desemprego é a variável de ajuste do modelo. O coeficiente de elasticidade de  $-0,313$  encontrado para a região Centro-Oeste é semelhante ao da região Nordeste brasileira.

## ABSTRACT

This dissertation examines the degree of flexibility of the Brazilian Center-West labor market using pseudo-panel data from National Household Sampling Research (*PNAD*). A random sample of 117.074 employees from 1992 to 2002 was considered in the analysis. A dynamic panel data model, controlling for age and fixed-effects, gives support to the wage curve existence and reveals the inverse relationship between the unemployment rate and wages. It shows that the unemployment rate is the adjustment model variable. The Center-West unemployment elasticity estimate is -0,313, which is the same elasticity found in Northeast Brazilian region.

## SUMÁRIO

Resumo.....	04
Abstract.....	05
Capítulo 1 – Introdução.....	08
Capítulo 2 – Aspectos Teóricos.....	11
2.1 A curva de Phillips.....	11
2.2 A curva de Phillips e a inflação.....	13
2.3 Contestação Neoclássica à curva de Phillips.....	14
2.4 A curva de salários.....	17
2.4.1 A formulação da curva de salários.....	17
2.4.2 A curva de salários em contraposição a curva de Phillips.....	22
2.4.3 A curva de salários em contraposição a função de oferta de trabalho.....	23
2.4.4 Outros estudos e evidências empíricas que indicam a existência da curva de salários.....	23
2.4.5 Críticas à curva de salários.....	28
2.4.6 Respostas às críticas realizadas à curva de salários.....	33
Capítulo 3 – Análise Empírica.....	36
3.1 Metodologia e descrição dos dados.....	36
3.1.1 Usando pseudodados de painel.....	36
3.1.2 Regressão com efeitos fixos e efeitos aleatórios.....	38
3.1.3 Descrição dos Dados.....	41
3.1.4 Resultados.....	46
Capítulo 4 Conclusões.....	52
Referências Bibliográficas.....	55
Anexos.....	59

## CAPÍTULO 1 – INTRODUÇÃO

A relação entre salário e desemprego tem sido uma constante na teoria econômica como nos estudos empíricos. Baseado no trabalho seminal de Phillips sabe-se que há uma relação inversa entre a variação do salário e a taxa de desemprego conhecida como curva de Phillips. Esta relação reflete, por sua vez, uma parte relevante do mecanismo de transmissão de política monetária e inflação em um contexto de modelos estruturais da economia, utilizados habitualmente para realizar simulações ou projeções.

Blanchflower e Oswald (1994) evidenciaram a partir de dados microeconômicos, que o salário regional e a taxa de desemprego regional estão negativamente correlacionados – um trabalhador que vive em local com alta taxa de desemprego tem um salário mais baixo que um indivíduo com as mesmas características que vive em um local de menor desemprego. A formulação da curva de salários implica que o nível de salário depende da taxa de desemprego. A curva de salários apresenta uma forma factível para determinar como choques de produtividade afetam renda e emprego, medindo, assim, o grau de flexibilidade de um mercado.

A curva de salários não pode ser explicada pelas teorias tradicionais de oferta e demanda do mercado de trabalho competitivo, onde o desemprego é a diferença entre a oferta e demanda. Neste contexto, maiores salários resultam em maior nível de desemprego. Este resultado é exatamente o oposto da curva de salários. De acordo com Blanchflower e Oswald (1994) não é adequado usar abordagem do mercado de trabalho para explicar a curva de salários. A institucionalização do mercado de trabalho, ou seja, a demanda das empresas por uma mão de obra estável e os processos de negociação salarial, tendo em vista a ativa participação dos sindicatos, leva a rejeição da visão do trabalho como uma *comodity* e, por conseqüência, considerar o salário como variável de adequação do mercado de trabalho.

Diante disto, vários pesquisadores testaram e comprovaram a evidência empírica da existência da curva de salários por meio de estudos realizados em mais de quarenta países. No Brasil, Barros e Mendonça (1997), Garcia e Fajnzylber (2002) e Souza e Machado (2004), com abordagens diferentes, atestaram a existência da curva de salários a nível nacional.

Este trabalho procura contribuir com uma visão particular, regionalizando o estudo do salário e do desemprego. Desta forma, a presente dissertação tem como objetivo o estudo do grau de flexibilidade do mercado de trabalho da região Centro-Oeste brasileira, por meio da estimação de uma curva de salários, utilizando pseudodados de painel.

Assim, estruturou-se o trabalho em três capítulos, além desta introdução, que versa também sobre as motivações para realização do estudo.

No primeiro capítulo apresenta-se o arcabouço teórico, tratando, inicialmente, da curva de Phillips, sua evolução para o estudo do *trade-off* entre inflação e desemprego e a crítica neoclássica com a introdução das expectativas inflacionárias. Em seguida, apresenta-se os fundamentos da curva de salários, as suas diferenças em relação à curva de Phillips, outras evidências empíricas da sua existência e as críticas realizadas.

No segundo capítulo demonstra-se a metodologia utilizada, a descrição dos dados que compõem o estudo e os resultados empíricos da pesquisa.

A metodologia de dados de painel, usada para estimar modelos econométricos dinâmicos, possibilitou uma maior flexibilidade na representação das diferenças existentes entre as coortes<sup>1</sup> formuladas. A inclusão de efeitos fixos e aleatórios permitiu construir três modelos a serem testados: um de efeitos fixos, considerado geral; outro também de efeitos fixos, ressaltando os efeitos individuais para as idades dos trabalhadores; e o terceiro de efeitos aleatórios.

---

<sup>1</sup> Estatisticamente, coorte significa o conjunto de pessoas que tem em comum um evento que se deu no mesmo período; exemplo: coorte de pessoas que nasceram em 1964; coorte de pessoas que concluíram o ensino fundamental entre 1978 e 1980, etc.

Quanto aos dados, foram utilizadas 177.074 observações provenientes da Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílio – PNAD, realizada sistematicamente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, para os anos de 1992 a 2002, exclusive os anos de 1994 e 2000, quando ocorreram recenseamentos ao invés da PNAD.

Tais dados foram tratados e possibilitaram formar coortes por faixa etária e por tempo de estudo. Quanto a faixa etária, os trabalhadores foram agrupados nas seguintes faixas: de 20 a 34 anos; 35 a 49 anos; e de 50 a 64 anos. Em relação aos anos de estudo, construiu-se três grupos: o primeiro com até 4 anos de estudo; o segundo de 5 a 8 anos de estudo; e o terceiro com mais de 9 anos de estudo.

Com efeito, pôde-se realizar comparações entre a taxa de desemprego, os salários e as coortes de idade e de educação, bem como aplicar a metodologia especificada, por meio do programa Stata 8.2.

Por fim, o último capítulo traz as conclusões sobre o estudo realizado, apresentando evidências empíricas sobre o grau de flexibilidade do mercado de trabalho e sua estrutura que podem colaborar com os formuladores de políticas públicas regionais na tomada de decisões quanto ao combate à desigualdade social e a melhor alocação da força de trabalho.

## CAPÍTULO 2 – ASPECTOS TEÓRICOS

### 2.1 A CURVA DE PHILLIPS

Em 1958 Alban Willian Philips, financiado pela Fundação Ford, realizou um estudo<sup>2</sup> com o objetivo de verificar se havia evidência estatística para a hipótese da taxa de mudança dos salários ser explicada pelo nível de desemprego no Reino Unido. No caso, a taxa de mudança dos salários foi considerada como sendo o preço do trabalho.

A base para formulação da hipótese partiu do seguinte axioma: “quando a demanda por uma *commodity* ou serviço é relativamente maior do que o seu fornecimento espera-se um aumento de preços, sendo que a taxa de aumento é tanto maior quanto maior for o excesso de demanda”; que o levou a seguinte argumentação: “quando a demanda por trabalho é alta e existir poucos desempregados, espera-se que as pessoas empregadas demandem maiores salários, levando as empresas a ofertar taxas de salários ligeiramente maiores que as anteriores, esperando atrair a mais adequada força de trabalho de outras empresas”.

Em conseqüência, supôs como segundo fator de influência da variação da taxa de salários a taxa de mudança da demanda por trabalho ou o desemprego.

Considerou, ainda, como terceiro fator de influência a taxa de mudança dos preços no varejo, entendida como o impacto do custo de vida sobre a taxa de salário.

A partir de tais considerações, realizou os estudos considerando três períodos separadamente, de 1861 a 1913, de 1913 a 1948 e de 1948 a 1957.

Para o primeiro período a equação formulada foi:

$$y + a = b \cdot x^c \quad (1)$$

---

<sup>2</sup> The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in The United Kingdom, 1861-1957.

ou

$$\log (y + a) = \log b + c \log x \quad (2)$$

onde:

$y$  = taxa de mudança da taxa de salários;

$x$  = desemprego em percentual; e

$a$ ,  $b$  e  $c$  = constantes<sup>3</sup>,

gerando os seguintes resultados:

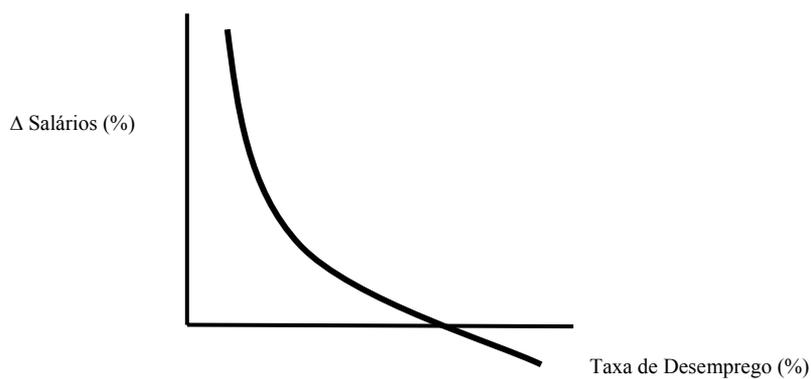
$$y + 0,9 = 9,638 x^{-1,394} \quad (3)$$

ou

$$\log (y + 0,9) = 0,984 - 1,394 \log x \quad (4)$$

Graficamente, têm-se:

Figura 1: Curva de Phillips



<sup>3</sup> As constantes  $b$  e  $c$  foram estimadas pelo método dos mínimos quadrados usando os valores de  $x$  e  $y$  para intervalos de desemprego. A constante  $a$  foi arbitrada por tentativa e erro para que passasse entre o intervalo compreendido entre as taxas de 5% a 11% de desemprego.

Nos demais períodos a relação entre a taxa de mudança dos salários e a taxa de desemprego apresenta-se semelhante à demonstrada na figura 1.

Em decorrência dos estudos realizados, Phillips concluiu que as evidências estatísticas, de forma geral, embasam a hipótese de que a taxa de mudança dos salários é explicada pela taxa de mudança do desemprego. Considerou, ainda, que a hipótese poderia não ser válida para os anos em que os preços de produtos importados subiram, contudo a produtividade nesses anos também subiu, diminuindo o custo de vida, e por conseqüência causando pouco ou nenhum impacto nos salários.

## **2.2 A CURVA DE PHILLIPS E A INFLAÇÃO**

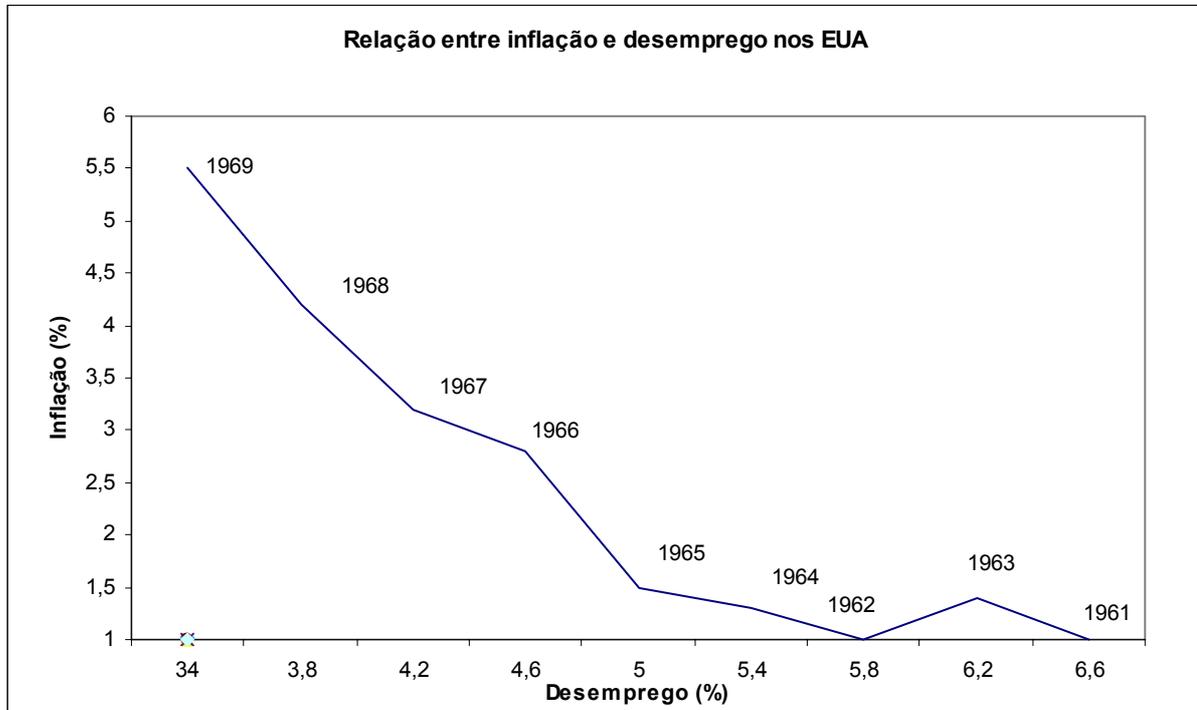
Considera-se Irving Fisher como o primeiro pesquisador a estudar a relação entre inflação e desemprego, conforme o trabalho intitulado *A Statistical Relation Between Unemployment and Prices Changes*, inserido na publicação *International Labor Review* de junho de 1926. Contudo, foi a partir da curva de Phillips que os estudos sobre a relação entre inflação e desemprego ocorreram amplamente.

Como os preços dos produtos cobrados pelas empresas são conectados aos salários pagos por elas próprias, economistas frequentemente usaram a curva de Phillips relacionando à inflação a taxa de desemprego.

Não obstante, Samuelson e Solow (1960) repetiram a curva de Phillips para os EUA, com dados de 1900 a 1960, chegando à conclusão que também havia uma relação inversa entre inflação e desemprego.

Desde então, difundiu-se a curva de Phillips como uma ferramenta de política econômica, na medida em que se podia escolher entre inflação alta e baixo desemprego, o contrário ou, ainda, uma posição intermediária. Na década de 60, a discussão sobre o *trade-off* entre

inflação e desemprego predominou nos EUA, tanto é verdade que a taxa de desemprego se reduziu à custa da elevação da inflação, como demonstra a figura 2.



Fonte: Macroeconomia. Sachs-Larrain. Makron Books. Pág 510

### 2.3 CONTESTAÇÃO NEOCLÁSSICA À CURVA DE PHILLIPS

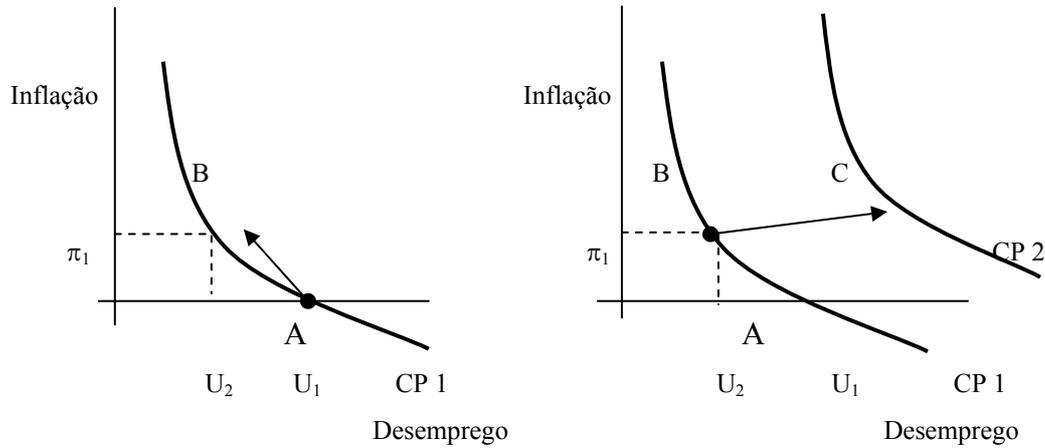
Originalmente na curva de Phillips foram consideradas a variação dos salários nominais e a taxa real de desemprego. Friedman (1968) e Phelps (1968), separadamente, contestaram a base teórica da curva de Phillips, argumentando que o importante para os empregados é o poder de compra do salário e para os empregadores vale o que o salário representa de custo no preço de produção. Com efeito, Friedman e Phelps entenderam que as expectativas inflacionárias deveriam ser vinculadas a variação dos salários nominais, tendo em vista a importância do salário real.

Neste sentido, o equilíbrio entre oferta e demanda por trabalho seria ajustado pelo salário real e a taxa de desemprego se manteria a um nível único associado ao salário real. Friedman chamou este nível de desemprego de taxa natural de desemprego. A combinação entre a expectativa inflacionária e a taxa de desemprego foi denominada por Friedman de curva de Phillips com expectativas aumentadas.

Nas visões de Friedman e Phelps o governo não poderia realizar o *trade-off* entre as taxas de desemprego e de inflação permanentemente, como a curva de Phillips da figura 2 sugere.

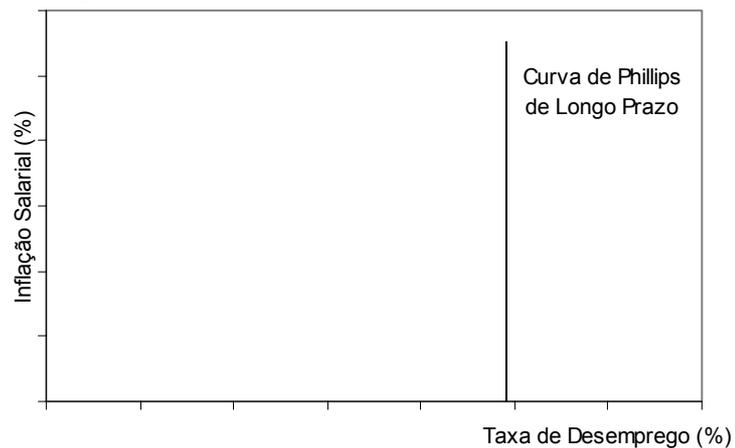
Supondo que o desemprego esteja no nível da taxa natural e o salário real constante – situação em que os trabalhadores esperam aumentar seus salários ao nível da taxa de inflação, a fim de preservar o poder de compra. Supondo, agora, que o governo realize uma política expansionista monetária ou fiscal, objetivando que a taxa de desemprego posicione-se abaixo da taxa natural. O resultado do aumento da demanda encoraja as empresas a aumentar os seus preços mais rapidamente do que os empregados podem antecipar. Com maiores retornos as empresas encontram-se dispostas a empregar mais pagando salários maiores. No curto prazo os trabalhadores sofrem de ilusão monetária, pois vêem os seus salários aumentarem e o mercado de trabalho ampliar-se. Como consequência a taxa de desemprego cai. Os trabalhadores não percebem que, na verdade, o poder de compra do salário diminuiu, pois os preços subiram mais rapidamente do que eles esperavam. No momento seguinte, como os trabalhadores buscam antecipar as taxas de inflação, a oferta de mão-de-obra cai e os mesmos insistem na recuperação do salário até os níveis da inflação. Desta forma, o salário real volta ao nível anterior e a taxa de desemprego retorna para o nível da taxa natural, porém a curva de Phillips se posiciona mais a direita.

Figura 3: Curva de Phillips e incremento na demanda agregada



O *trade-off* entre inflação e desemprego, segundo Friedman e Phelps, ocorre somente no curto-prazo, pois a expectativa de inflação demanda tempo para convergir para a inflação atual. No longo-prazo a expectativa de inflação é igual a inflação atual, então não existe possibilidade de realizar o *trade-off* entre inflação e desemprego, tornando a curva de Phillips vertical, como mostra a fig. 4.

Figura 4: Curva de Phillips com expectativa aumentada



A dinâmica econômica dos anos 70 nos EUA confirmou na prática as teses de Friedman e Phelps. A taxa média de inflação subiu de 2,5% nos anos 60 para 7% nos anos 70, enquanto a

taxa média de desemprego subiu de 4,75% para 6%. A melhor explicação para o fenômeno era que a expectativa de inflação também estava aumentando.

Outro fator importante a destacar foram os choques do petróleo da década de 70. Choques de oferta eram novidades no pós-guerra. Eles impulsionaram a inflação para cima, ao mesmo tempo em que causaram recessão, gerando estagflação.

Então, a curva de Phillips funcionou bem como instrumento de política econômica na década de 60 muito em função da estabilidade de preços que ocorria no Reino Unido e nos EUA, que tornavam as expectativas de inflação baixas e estáveis.

A partir da década de 70 aplicou-se, mais comumente, a versão de Friedman da curva de Phillips onde o desemprego afeta a variação da inflação e não o seu nível. Todavia, segundo Sachs e Larrain (1998), dos vários mecanismos existentes sobre as expectativas de inflação, sejam adaptativas ou racionais, nenhum é totalmente satisfatório na prática.

## **2.4 A CURVA DE SALÁRIOS**

### **2.4.1 A FORMULAÇÃO DA CURVA DE SALÁRIOS**

Segundo Blanchflower e Oswald (1994) países capitalistas sofrem periodicamente com um alto e persistente nível de desemprego e os mecanismos de ajuste de salários falham quando o desemprego é alto. Utilizando dados microeconômicos, relacionaram o nível de desemprego com o nível de salário, inferindo que existe uma relação inversa entre eles.

Chegaram a conclusão [Blanchflower e Oswald (1994)] que criaram uma lei econômica, por meio de estudos empíricos. A esta lei deram o nome de curva de salários.

Argumentaram que o tratamento dado a regiões econômicas ou indústrias, entendidas como mini-economias, possibilita a utilização de mais unidades de informação do que dados macroeconômicos, exemplificando: na formação da curva de salários americana utilizaram informações de cinquenta Estados nos anos 80, muito superior às dez séries históricas de

dados agregados disponíveis. Incluindo os EUA, realizaram pesquisas em doze países utilizando aproximadamente 3,5 milhões de dados, para demonstrar a existência da curva.

Pesquisas baseadas na curva de salários permeiam campos como o mercado de trabalho e a economia regional. Em suas pesquisas colheram dados para cada pessoa da amostra, de cada uma das regiões dos países estudados. Levantaram o salário individual, bem como as características pessoais, além das taxas de desemprego das regiões de tais indivíduos. Então, os estudos captaram a influência da taxa de desemprego de uma dada região no nível de salário de um indivíduo da amostra dessa mesma região. Pessoas vivem em áreas de alto desemprego, bem como outras vivem em áreas de pequeno desemprego, essas variações oferecem importante informação estatística.

Utilizaram dados de fontes que possibilitam ser comparadas internacionalmente, como o *International Social Survey Programme*, o que por si só é suficiente para confrontar teorias, isto por que explicações reflexivas sobre a economia e o comportamento social são aquelas que são comuns a populações com diferentes histórias e instituições. Em particular para os EUA extraíram informações da *Current Populations Survey* de 1964 a 1991 e para a Coreia do Sul da *Occupational Wage Surveys*.

A forma geral do modelo empírico estimado foi

$$\ln \omega = f(x, U_i, U_r, r, i, t) \quad (5)$$

sendo que  $\ln \omega$  é o logaritmo da taxa de ganho individual,  $x$  é uma característica individual, comumente presente nas equações salariais de dados *cross-section*,  $U_i$  é a taxa de desemprego

no setor de atividade,  $U_r$  é a taxa de desemprego de certa região,  $r$  é um variável *dummy*<sup>4</sup> regional,  $i$  é uma variável *dummy* do setor de atividade e  $t$  é uma variável *dummy* do ano.

Gerando o modelo de elasticidade constante que descreve a curva de salários a seguir:

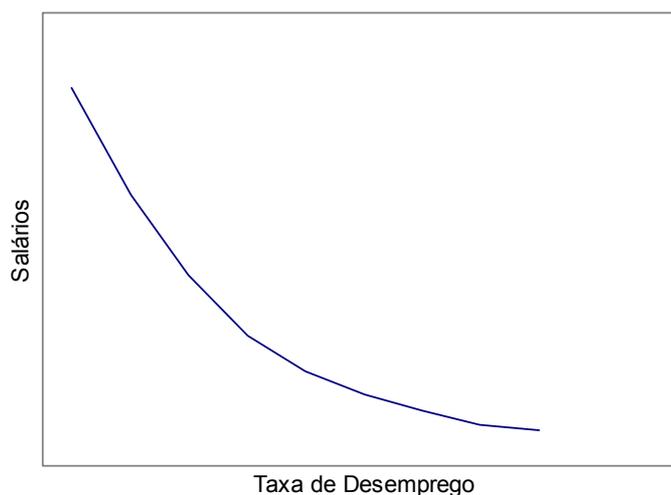
$$\ln \omega = -0,10 \ln U + \text{outros termos} \quad (6)$$

Onde  $\ln \omega$  é o logaritmo do salário,  $\ln U$  é o logaritmo do desemprego dos trabalhadores de uma determinada região e outros termos significam variáveis que caracterizam o trabalhador, como idade, gênero, raça, idade, anos de estudos, por região ou indústria, que também controlam o modelo por meio de efeitos fixos.

A equação (6) é uma função log-log que revela a relação inversa entre salários e desemprego, desta forma o coeficiente do desemprego representa a elasticidade, no caso negativa em 0,1, significando que se a taxa de desemprego dobrar o salário cairá em dez pontos percentuais.

A conexão entre desemprego e salário pode ser demonstrada graficamente como a seguir:

Figura 5: Curva de Salários



<sup>4</sup> Uma variável *dummy* (binária ou dicotômica) é uma variável aleatória discreta e representa características qualitativas do indivíduo da amostra, podendo tomar um de dois valores, em geral 0 ou 1. Por exemplo pode-se incluir, em uma função estatística, uma variável binária para representar o sexo, 0 para homens e 1 para mulheres.

O estudo desenvolvido por Blanchflower e Oswald mostrou que a curva de salários é muito similar em vários países, principalmente para o Reino Unido – inclui a Irlanda do Norte; os EUA, Canadá, Áustria, Itália, Suíça e Noruega. Nestes países a elasticidade do desemprego variou entre - 0,12 a - 0,08, como demonstrado na tabela 1.

Tabela 1: Curvas de salários em 12 Nações

PAÍS	VARIÁVEL DEPENDENTE		FONTE DE DADOS			ELASTICIDADE DO DESEMPREGO	EFEITOS FIXOS	TAMANHO DA AMOSTRA (un)
EUA	Ganhos anuais		Current	Population	Survey	-0,1	SIM	1.730.175
Reino Unido	Ganhos mensais		General	Household	Survey	-0,08	SIM	175.500
Canadá	Ganhos anuais	brutos	Survey of Consumer Finances 1972-87			-0,09	SIM	82.739
Coréia do Sul	Ganhos mensais	brutos	Occupational	Wage	Surveys	-0,04	SIM	1.359.387
Áustria	Ganhos mensais	brutos	International	Social	Survey	-0,09	ALGUNS	1.587
Itália	Ganhos mensais	brutos	International	Social	Survey	-0,1	SIM	1.041
Holanda	Ganhos mensais	líquidos	International	Social	Survey	-0,17	ALGUNS	1.867
Suíça	Ganhos mensais	líquidos	International	Social	Survey	-0,15	NÃO	645
Noruega	Ganhos anuais	brutos	International	Social	Survey	-0,08	ALGUNS	2.599
Irlanda do Sul	Ganhos mensais	líquidos	International	Social	Survey	-0,36	NÃO	1.363
Austrália	Rendas semanais		IDS 1986			-0,19	NÃO	8.429
Alemanha	Ganhos mensais	brutos	International	Social	Survey	-0,13	SIM	4.629

Fonte: *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, Nº 3. (summer, 1995), pág. 156

Entre as várias constatações resultantes do trabalho, cita-se:

- A curva de salário existe. Empregados que trabalham em regiões de alto desemprego ganham menos do que outros que vivem em locais de baixo desemprego;

- A elasticidade do desemprego difere entre certos grupos de pessoas. É maior para os jovens, os não especializados e os não sindicalizados;
- A função empírica revela uma inclinação negativa da curva, assim a elaboração de um gráfico pode considerar o desemprego regional ou industrial no eixo horizontal;
- A elasticidade do desemprego local, independentemente do país pesquisado, é semelhante em todos os países;
- A curva de salários é semelhante nos EUA, Grã-Bretanha, Alemanha, Canadá, Áustria, Holanda, Suíça, Coreia, Noruega, Irlanda, Itália, Japão, Austrália, Costa do Marfim, Suécia e Índia;
- Nos países estudados em Blanchflower e Oswald (1994) a elasticidade do desemprego em relação aos salários situa-se por volta de  $-0,1$ , contrariamente ao ensino ortodoxo, baseado em análises de séries temporais, que assevera a existência de diferentes graus de flexibilidade nacionais;
- A curva de Phillips pode produzir resultados equivocados, devido a comum presença de autoregressão em equações macroeconômicas que dizem respeito ao nível de pagamento;
- Apesar de existirem questões ainda não resolvidas, é difícil enxergar como a curva de salários pode ser compatível com o modelo ortodoxo de mercado de trabalho;
- O modelo proposto por Harris-Todaro, onde os salários regionais são positivamente relacionados a taxa de desemprego regional, está errado;
- Os modelos de barganha salarial e salário eficiência são consistentes com a curva de salários, pois proporcionam uma correta predição;

- A curva de salários ajuda na fundamentação empírica nos novos modelos macroeconômicos de mercado; e
- Dados microeconômicos provenientes de amostras aleatórias comparáveis internacionalmente, possibilitam aos economistas novas fontes para testes de hipóteses.

#### 2.4.2 A CURVA DE SALÁRIOS EM CONTRAPOSIÇÃO A CURVA DE PHILLIPS

Para demonstrar que a curva de salários não é uma curva de Phillips, Blanchflower and Oswald (1994) estimaram uma versão aumentada da equação, a seguir apresentada, utilizando dados dos EUA e do Reino Unido.

$$\log w_{rt} = a \log U_{rt} + b X_{rt} + \lambda \log w_{rt-1} + d_r + f_t + e_{rt} \quad (7)$$

onde:  $\log w_{rt}$  representa o logaritmo do salário médio no mercado,  $\log U_{rt}$  é o logaritmo da taxa de desemprego do mercado de trabalho,  $X_{rt}$  é uma média referente as características de todos os indivíduos do mercado, o  $\lambda$  é uma estimativa para verificar a influência da variação salarial no modelo,  $\log w_{rt-1}$  é o logaritmo do salário médio no mercado no período anterior,  $d_r$  e  $f_t$  são interceptos e  $e_{rt}$  é o erro do modelo.

Analisando os resultados da regressão verificaram que as estimativas de  $\lambda$  alcançaram valores próximos de zero e eram estatisticamente insignificantes.

### **2.4.3 A CURVA DE SALÁRIOS EM CONTRAPOSIÇÃO A FUNÇÃO DE OFERTA DE TRABALHO**

Em virtude dos estudos de Lucas (1969) sobre o mercado de trabalho agregado, alguns economistas argumentam que variações no desemprego podem ser interpretadas pelo comportamento da oferta de trabalho, por que mudanças de curto prazo no emprego e no desemprego são extremamente semelhantes, assim, aumentos de salários com reduções no desemprego corrente, simplesmente revelam movimentos ao longo da função de oferta de trabalho.

A fim de testar esta interpretação Blanchflower and Oswald (1994) estimaram, para os EUA e Reino Unido, uma série de versões regionais aumentadas da equação agregada da curva de salários, incluindo a taxa de participação da força de trabalho (empregados mais desempregados) na região como variável explicativa. Se a curva de salários fosse na verdade uma função de oferta de trabalho invertida, provavelmente a população economicamente ativa ou a população ocupada poderiam melhor explicar a variação dos níveis de salários ao invés da taxa de desemprego. Todavia, as análises empíricas realizadas, considerando efeitos fixos regionais, mostraram que as taxas de empregos regionais não influenciavam significativamente os salários.

### **2.4.4 OUTROS ESTUDOS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS QUE INDICAM A EXISTÊNCIA DA CURVA DE SALÁRIOS**

A evidência da existência da curva de salários como uma lei econômica iniciou-se a partir do início da década de 90. Além dos doze estudos descritos na tabela 1, foram produzidas curvas de salários para mais de trinta países desenvolvidos, subdesenvolvidos e em desenvolvimento, inclusive para países sul-americanos como o Brasil e o Chile. Mais de 120 pesquisadores

econômicos já realizaram trabalhos utilizando a curva de salários. Nos parágrafos a seguir, demonstra-se alguns estudos realizados e suas características.

Card (1995) realizou uma revisão da curva de salários, produzida por Blanchflower e Oswald (1994) para os EUA, e concorda com sua existência, além de também acreditar que a curva se aproxima de uma lei empírica da economia, devido a sua constatação em vários países, em períodos diferentes e com diversos tipos de trabalhadores.

Blackby e Mannig (1987) realizaram um estudo na Inglaterra com o intuito de analisar os efeitos dos determinantes das diferenças de ganhos regionais, por meio de curvas de Philips com expectativas aumentadas regionalizadas e curvas de salários.

Com efeito, encontraram evidências empíricas que suportam a teoria neoclássica do mercado de trabalho (análises de séries temporais) como também os processos de ajustamento institucional (análises *cross-section*), na explicação dos diferentes ganhos regionais e desemprego das regiões estudadas.

Descobriram que nas regiões menos desenvolvidas as taxas de desemprego regionais correntes estavam abaixo das correspondentes *Non-Accelerating Inflation Rates of Unemployment – NAIRU's*<sup>5</sup>. Desta forma, argumentaram que políticas públicas regionais que aumentassem a inflação poderiam estimular o emprego nestas regiões, sem, em contrapartida, afetar o nível da inflação como um todo.

Contudo, vale destacar que o estudo microeconômico de dados *cross-section* (curvas de salários), que revelou que o aumento da taxa de desemprego reduz os ganhos nominais, teve um segundo e relevante papel: dar consistência ao resultado macroeconômico (curva de Phillips com expectativas aumentadas).

---

<sup>5</sup> A NAIRU é uma taxa de equilíbrio para o mercado de trabalho. É baseada no modelo neo-keynesiano de competição imperfeita do mercado de trabalho, assumindo a influência dos sindicatos e dos oligopólios nos processos de barganha salarial. Se a taxa de desemprego for igual a NAIRU a inflação continua a mesma, *ceteris paribus*, porém se a taxa de desemprego for menor que a NAIRU, no curto prazo, leva a um aumento da expectativa inflacionária, com efeito a taxa de inflação tende a crescer.

Pannenberg e Schwarze (1997) utilizaram a curva de salários para demonstrar que a taxa de desemprego não é um fator acurado de mensuração da inatividade do mercado de trabalho sob a influência de programas de treinamento laboral. O estudo foi realizado para avaliar as políticas de incremento do mercado de trabalho para a Alemanha Oriental, após a queda do muro de Berlim, utilizando 2.135 observações referentes ao período 1992 a 1994.

Barros e Mendonça (1997) argumentaram que o grau de flexibilidade do mercado de trabalho é um parâmetro fundamental na análise do desempenho econômico. Contudo, a literatura trata mais das conseqüências da falta de suficiente flexibilidade sobre o desempenho da economia do que o monitoramento do grau de flexibilidade.

Com efeito, buscaram contribuir para diminuir tal carência desenvolvendo e estimando uma medida de flexibilidade salarial para o Brasil. Tal medida de flexibilidade permite (i) monitorar sua evolução temporal, (ii) comparar entre diversas coortes do mercado de trabalho nacional e (iii) realizar confrontações com outros países.

Esse grau de flexibilidade é a própria inclinação da curva de salários, provado por meio de modelos teóricos de barganha salarial e salário eficiência.

As informações para realização dos estudos foram extraídas da Pesquisa Mensal de Emprego – PME e foram agregadas por coortes, levando em consideração a região, o tempo de escolaridade e a idade.

Foram criados três métodos de estimação da curva de salários, sendo um deles descartado. O primeiro método revela uma elasticidade próxima aos encontrados na literatura internacional, sendo, segundo os autores, mais adequado a estudos comparativos. Já o segundo método apresenta estimativas mais reais do grau de flexibilidade salarial no Brasil.

Conforme Barros e Mendonça, uma variação de 6% na taxa de desemprego pode provocar uma variação de 24% no nível salarial.

Barros, Fogel e Mendonça (1997) realizaram um estudo sobre a evolução do mercado de trabalho brasileiro até 2005 objetivando verificar o comportamento do salário e da taxa de desemprego para trabalhadores qualificados e não qualificados. Coincidentemente ou não, seguiram a sugestão de Card (1995), juntando as teorias macro e microeconômicas pertinentes.

Inicialmente, projetaram a evolução da oferta (considerando os salários constantes) e da demanda agregada por trabalho (considerando a taxa de desemprego constante) e obtiveram um excesso de oferta. Para verificar como o mercado de trabalho alcançaria uma posição de equilíbrio, consideraram o nível salarial e a taxa de desemprego como variáveis de ajuste.

Para que a taxa de desemprego e o nível salarial pudessem ser determinados endogenamente, propuseram que a situação de equilíbrio estivesse ao longo das curvas de demanda por trabalho e da curva de salários.

Em decorrência, mudanças no hiato entre oferta e demanda por trabalho, causariam modificações na taxa de desemprego e no salário. No caso, o excesso de oferta provocou um incremento nos salários e uma diminuição no desemprego, sendo o ajuste tanto maior no desemprego quanto maior fosse a rigidez dos salários.

Os resultados demonstraram que a taxa de desemprego tendeu a declinar de 7,9% em 1985 para 4,3% em 2005 e o salário real tendeu a subir em 52%. Revelou também que o desemprego tendeu a cair para o nível de 2% no caso dos trabalhadores qualificados e para 5,4% para os não qualificados.

Baltagi e Blien (1998) encontram evidências empíricas da curva de salários para Alemanha, considerando o desemprego como uma variável endógena e utilizando controles para as regiões e efeitos temporais. A elasticidade encontrada foi de -0,07, sendo mais alta para os trabalhadores jovens do que os mais velhos. Concluíram, também, que os salários pagos aos

trabalhadores menos qualificados influenciam mais o desemprego local do que os salários pagos aos trabalhadores mais qualificados.

Em um segundo trabalho Baltagi, Blien e Wolf (1999) verificaram a existência da curva de salários para a Alemanha Oriental, também considerando a endogeneidade do desemprego, bem como adotando controles para as regiões e para os efeitos temporais. A elasticidade do desemprego para todos os tipos de trabalhadores foi de -0,15, sendo mais alta para trabalhadores do sexo feminino e mais baixa para os trabalhadores masculinos.

Tendo em vista a curva de salários possuir interpretação teórica natural e ajustar informações como horas de trabalho e salários adequadamente, Hines, Hoynes e Krueger (2001), utilizaram-na, ao invés da curva de Phillips, em um amplo estudo sobre emprego – como consequência desemprego também; e salários medidos em horas de trabalho para os EUA. Chegaram a conclusão que mudanças nas taxas de desemprego possuem um grande efeito nos ganhos familiares nos últimos períodos de crescimento ou recessão.

Souza e Machado (2004) analisaram empiricamente o grau de flexibilidade dos rendimentos no Brasil, além de verificar as diferenças entre o mercado de trabalho urbano e rural. Valeram-se das informações contidas na PNAD compreendidas entre os anos 1981 a 1999, fazendo alguns ajustes, tendo em vista mudanças metodológicas ocorridas na PNAD, bem como para melhor compor as amostras.

Empreenderam a estimação da curva de salários levando em consideração a técnica de dados de painel em dois passos, alinhando-se também a metodologia de Card (1995). A primeira regressão não inclui a variável explicativa taxa de desemprego, para evitar uma correlação positiva do termo residual entre os indivíduos de uma mesma coorte, pois poderia desconsiderar toda a relevância dos efeitos da taxa de desemprego local sobre os salários. A taxa de desemprego é uma variável agregada, enquanto os salários e características pessoais

são variáveis individuais. Os autores explicam: “como não se pode obter taxas de desemprego individuais, os indivíduos localizados em um mesmo mercado de trabalho podem compartilhar algum componente comum de variância que não é totalmente atribuível às suas características mensuráveis ou à taxa de desemprego local”.

No segundo passo foi incluído o logaritmo da taxa de desemprego como variável independente, para assim estimar a curva de salários final. Os resultados encontrados indicam a existência da curva de salários no Brasil, onde um aumento de 10% na taxa de desemprego gera uma diminuição nos salários em torno de 2,35%. Ressaltam que a curva de salários é crível somente nas áreas urbanas. Nas áreas rurais, como esperado, aumentos na taxa de desemprego não levam, a curto prazo, a modificações nos salários, pois o mercado de trabalho rural brasileiro não possui as relações trabalhistas normais às áreas urbanas. Portanto, concluem os autores, o conceito de flexibilidade do mercado de trabalho não é aplicável às atividades localizadas no meio rural brasileiro.

Nijkamp e Poot (2005) realizaram uma meta-análise composta por 208 elasticidades de curvas de salários e concluíram que de fato trata-se de um robusto fenômeno empírico, porém consideraram -0,07 como o valor de elasticidade mais adequado a ser representado genericamente na curva de salários.

#### **2.4.5 CRÍTICAS À CURVA DE SALÁRIOS**

Na verdade, o principal resultado do estudo de Card (1995) em relação a curva de salários de Blanchflower e Oswald (1994) foi sugerir uma forma mais elaborada de se obter uma melhor especificação que pudesse explicar de maneira mais abrangente a dinâmica contida na curva.

Desta forma, iniciou suas contribuições argumentando que o trabalho de Blanchflower e Oswald necessitava de uma sustentação teórica mais robusta, pois se situa no imenso campo existente entre a micro e a macroeconomia.

Dos três modelos teóricos alternativos que Blanchflower e Oswald consideram como consistentes com a negativa relação entre salários reais e as taxas de desemprego locais, Card fez as observações relatadas a seguir:

- O modelo de contratos demonstra fundamentalmente a relação entre salários e emprego, sendo o desemprego residualmente determinado, além de ser indiretamente relacionado ao salário.
- O modelo de eficiência salarial propõe que as empresas devem ofertar salários líquidos que excedam o valor do desemprego, do contrário os empregados negligenciarão o trabalho. Sabendo que os trabalhadores podem ser demitidos ao negligenciarem o trabalho e, por conseguinte, demorarão a encontrar outro emprego, as empresas podem oferecer um prêmio salarial baixo se a taxa de desemprego estiver alta. Assim, dentro das regiões, existe uma curva de salários de inclinação negativa que representa os salários locais e a taxa de desemprego contemporânea que satisfaz a restrição de não negligenciar o trabalho. Contudo, através das regiões e considerando os diferentes *amenity values*<sup>6</sup>, muito provavelmente existe uma associação de longo prazo positiva entre os salários esperados e o desemprego esperado, como defendem Harris e Todaro (1970).
- O modelo convencional de barganha sindical apresentado expressa o salário negociado como uma função de um salário alternativo disponível no momento da disputa e do nível de lucro por trabalhador, associado a um parâmetro de poder de barganha. Blanchflower e Oswald assumem que o desemprego afeta o salário reduzindo o salário alternativo. Então, no modelo de barganha, a curva de salário se eleva, pois alto desemprego diminui o ponto de ameaça dos trabalhadores. Isto posto, Card argumenta

---

<sup>6</sup> São as qualidades e características naturais ou físicas de uma área que contribua para o prazer da apreciação humana, coerência estética e atributos culturais e recreativos.

que esse modelo pode ser menos atrativo, como uma sustentação formal da curva de salários em países onde o nível de sindicalização é baixo ou onde as negociações sindicais ocorrem a nível governamental.

Não obstante, Card ainda cita um problema metodológico e outros de especificação do modelo econométrico proposto por Blanchflower e Oswald. Acredita que a repetição de séries de cortes transversais, realizadas por Blanchflower e Oswald, ao invés do uso de dados de painel prejudica o controle das mudanças das características não mensuráveis dos indivíduos que trabalharam em diferentes pontos do ciclo econômico. O uso de taxas de desemprego locais contrariamente a utilização da taxa de desemprego agregada podem causar problemas de tendenciosidade. Em relação à curva de salários dos EUA, Card salienta que o uso do ganho anual ao invés do ganho por hora é inadequado, pois o ganho anual é um produto das horas de trabalho anuais e dos salários dimensionados por hora, e as horas de trabalho são altamente correlacionadas com as taxas de desemprego contemporâneas.

Partindo de uma função macroeconômica de oferta de salário, Blanchard e Katz (1996) construíram<sup>7</sup> uma equação econométrica aumentada de salários, incluindo o logaritmo do salário nominal defasado como regressor, sendo que sua estimativa alcançou valores próximos a um, contra uma estimativa próxima a zero, encontrada por Blanchflower e Oswald. Argumentam que tal diferença é resultante do uso de dados relativos aos ganhos anuais, provenientes da pesquisa “March Current Population Survey - CPS”, que, além de ser pequena para efeito da mensuração anual dos salários médios estaduais americanos, confunde mudanças nos salários com mudanças nas horas de trabalho.

---

<sup>7</sup> Objetivando evitar, entre outros, problemas de autocorrelação, consideraram as observações realizadas por Blanchflower e Oswald (1994a) quanto a utilização de efeitos temporais fixos em regressões com dados de painel das regiões a serem estudadas.

Desta forma, concluíram que as estimativas das regressões sugerem a existência, no longo-prazo, de uma relação entre salários e desemprego, a partir de um modelo macroeconômico com dados agregados ao nível do Estado.

As afirmações de que a concepção da curva de Phillips pode estar errada e o seu modelo original não é aplicável com a utilização de dados microeconômicos, feitas por Blanchflower e Oswald, não são necessariamente válidas, por que, segundo Robert (1997), depende do significado dado à curva de Phillips.

Robert acredita na incorporação das expectativas inflacionárias à curva de Phillips, mudando, desta forma, seu conceito original, tendo em vista esse modelo ser de maior importância para a macroeconomia.

Por consequência, Robert (1997) buscou demonstrar que uma curva de Phillips com expectativas aumentadas pode ser derivada de fundamentos microeconômicos como a curva de salários.

Para realizar a transformação da curva de Phillips com expectativas aumentadas a partir da curva de salários, utilizou-se do princípio da rigidez nominal<sup>8</sup> em um modelo de *staggered contracts*<sup>9</sup>.

O modelo determinado permitiu estimar a inclinação da curva de salários implícita na curva de Phillips com a utilização de dados macroeconômicos provenientes de duas fontes de informações relativas aos EUA.

---

<sup>8</sup> O princípio é proveniente de alguns modelos de equilíbrio geral, nos quais algumas variáveis, como os preços, não respondem instantaneamente a choques de moeda. É usualmente utilizado para que choques monetários afetem variáveis reais e não somente variáveis nominais.

<sup>9</sup> *Staggered wage contracts* ocorrem quando diferentes setores da força laboral negociam contratos de salários em diferentes períodos. É usado na economia para demonstrar como o salário corrente é um agregado das expectativas de preços em diferentes períodos de tempo.

Dos resultados encontrados por Robert somente um encontra-se próximo do limite inferior da faixa de elasticidades encontradas por Blanchflower e Oswald (1994) com o uso de médias salariais para regiões ao invés de salários individuais.

Apesar disto, Robert afirma que existe evidência empírica para a estimação da inclinação da curva de salários a partir de dados macroeconômicos, utilizando sua metodologia.

Na mesma linha de raciocínio de Robert (1997), Almeida, Souza e Peres (2005) determinaram a curva de Phillips com expectativas aumentadas para o Brasil a partir dos fundamentos da curva de salários, em um modelo de contratos justapostos, admitindo-se a rigidez salarial. Argumentaram, por consequência, que na verdade não existe controvérsia entre a curva de salários e a curva de Phillips com expectativas aumentadas. Buscaram também explicar que choques nominais têm efeitos significativos sobre variáveis reais e os ciclos dos negócios podem ser longos.

Para estimar a curva de Phillips com expectativas aumentadas, a partir de fundamentos microeconômicos, utilizaram-se dados macroeconômicos trimestrais do IBGE referente ao período 1990/02 a 2002/2.

Os resultados mostraram que a curva de Phillips é elástica, de pouca inclinação, e há presença de rigidez real, com efeito, o modelo está de acordo com os pressupostos keynesianos de que os salários nominais se ajustam vagarosamente ao desemprego, que é naturalmente involuntário. Não obstante, argumentam que choques nominais possuem grande efeito sobre variáveis reais.

Whelan (1997) afirma que a admissão de pressupostos como a marcação de preços constante e das expectativas adaptativas sobre inflação são condições suficientes para obter uma curva de Phillips aceleracionista, pois, em decorrência, a dinâmica microeconômica do salário real

não apresenta implicação empírica testável para séries temporais macroeconômicas sobre inflação de preços e salários.

#### **2.4.6 RESPOSTAS ÀS CRÍTICAS REALIZADAS À CURVA DE SALÁRIOS**

Devido as observações realizadas à curva de salários dos EUA, Blanchflower e Oswald (2005) refizeram o estudo, considerando as contribuições de Blanchard e Katz (1996) e Card (1995), principalmente, quanto a natureza autoregressiva do salário pago por hora.

Porém, ressalta que o recente estudo testa o efeito do desemprego sobre salário e não discuti a possível estrutura clássica de uma função de oferta de trabalho, tendo em vista o seguinte: (i) o estudo tem como hipótese microeconômica de suporte o salário eficiência, admitindo uma condição de pleno esforço do trabalhador (*no-shirking*<sup>10</sup>), que por sua vez substitui a curva de oferta de trabalho; (ii) o estudo objetiva ser consistente com a literatura pertinente à curva de Phillips e a curva de salários; (iii) a partir de outros estudos, verifica-se que quando as variáveis de desemprego, ao invés das de emprego, são incluídas em funções salariais, produzem resultados mais robustos.

Para rodar as regressões utilizou a mesma função dos trabalhos semanais, agregando as seguintes variáveis independentes: uma variável salarial defasada; um termo que demonstra a influência dos benefícios do desemprego, como o salário desemprego; e a densidade de sindicalização. A variável dependente testada foi o logaritmo dos ganhos horários, calculados por meio da divisão entre ganhos por semana e horas trabalhadas.

As informações foram colhidas de diversas fontes<sup>11</sup> para os anos de 1979 a 2001.

Foram realizados vários conjuntos de regressões<sup>12</sup> com o intuito de verificar se a relação entre salário e desemprego é significativa e se aproxima de -0,1 como revela a curva de salários.

---

<sup>10</sup> Não negligenciar o trabalho.

<sup>11</sup> Principais fontes: Current Population Survey (incluindo os arquivos Outgoing Rotation Group – ORG), Union Membership and Earnings: Data Book e Unemployment Insurance Financial Data Handbook.

A tabela 2, a seguir, mostra o primeiro grupo de regressões composto por sete equações que se diferenciam segundo a inclusão ou não de variáveis explicativas. A primeira função<sup>13</sup> que inclui tão somente variáveis *dummies* para os anos<sup>14</sup>, aproxima-se de uma curva de Phillips, haja vista a estimativa no valor de 0,9553 encontrada para os salários defasados, com um coeficiente de desemprego de longo prazo de -0,5123.

Já na equação 2, corrigida com a introdução de efeitos fixos e controles para a indústria<sup>15</sup>, a estimativa dos salários defasados cai para 0,699 e a taxa de desemprego de longo prazo é estimada em -0,0817, valor próximo ao coeficiente proposto na curva de salários.

A análise dessas duas equações é suficiente para evidenciar que a primeira função assemelha-se a uma curva de Phillips e a segunda, melhor explicada, apresenta-se consistente com literatura referente a curva de salários.

A equação 3 inclui o logaritmo ao invés do nível de benefícios, colocado nas equações anteriores. Tal mudança fez pouca diferença, como demonstra as estatísticas.

A equação 4 volta-se para a endogeneidade dos salários e do desemprego. Foi estimada pelo método dos mínimos quadrados de dois estágios, considerando duas defasagens para o logaritmo do desemprego. Como se verifica, a taxa do logaritmo do desemprego quase dobrou em relação a equação dois, elevando a elasticidade do desemprego para -0,16, em módulo.

Incluindo tendências temporais específicas dos Estados, o coeficiente de pagamento em horas defasado cai ainda mais e, como esperado, a elasticidade do desemprego de longo prazo alcança somente -0,0264, devido a falta de estimação em dois estágios.

---

<sup>12</sup> A cada conjunto de regressões os autores modificavam as formas de entrada de dados, por exemplo: desagregação por trabalhadores não sindicalizados, educação e períodos.

<sup>13</sup> Esta equação foi formulada, principalmente, para servir de comparação com as demais.

<sup>14</sup> Como variáveis *dummies* anuais foram consideradas as variáveis de controle: idade, idade ao quadrado e o percentual de homens; medidas como médias de cada Estado.

<sup>15</sup> Proporção de trabalhadores alocados nas indústrias de 2 dígitos do respectivo Estado e ano considerado.

As equações 6 e 7 foram plenamente especificadas, incluindo todos os controles e instrumentos. Ambas apresentam elasticidades de desemprego de longo prazo próximas de -0,1, confirmando a existência da curva de salários para os EUA.

Tabela 2: Resultados das Regressões das Equações de Salários - EUA -1980-2001

Discriminação	Equação 1	Equação 2	Equação 3	Equação 4	Equação 5	Equação 6	Equação 7
Log do pagamento por hora em t-1	0,9553	0,6990	0,6788	0,7143	0,4921	0,5390	0,5331
Log da taxa de desemprego	-0,229	-0,0246	-0,0245	-0,0445	-0,0134	-0,0418	-0,0405
Benefícios médios semanais	0,00004	0,0002	-	0,0002	0,0004	0,0004	-
Log do benefício semanal	-	-	0,0495	-	-	-	0,0642
Densidade de sindicalização	0,0004	0,0013	0,0011	0,0015	0,0015	0,0016	0,0016
Constante	-0,0303	0,0719	-0,1498	0,3718	0,1591	0,6137	0,0049
Dummies anuais	Sim						
Controles para a indústria	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos – Estados	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
2SGLS	Não	Não	Não	Sim	Não	Sim	Sim
Tendência temporal – Estados	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim
N	1.122	1.122	1.122	1.122	1.122	1.122	1.122
R <sup>2</sup> Total	0,9953	0,9911	0,9965	0,9906	0,9965	0,9762	0,9765
Estatística F	8308	2278,63	3301,1	-	2223,4	-	-
Wald/Chi <sup>2</sup>	-	-	-	1,79E+07	-	2,00E+07	2,01E+07
Elasticidade do desemprego – Longo Prazo	-0,5123	-0,0817	-0,0763	-0,1558	-0,0264	-0,0907	-0,0867

Fonte: The Wage Curve Reloaded - NBER Working Paper 11338, Pág.23.

## CAPÍTULO 3 – ANÁLISE EMPÍRICA

### 3.1 METODOLOGIA E DESCRIÇÃO DOS DADOS

#### 3.1.1 USANDO PSEUDODADOS DE PAINEL

Dados de painel são amplamente usados para estimar modelos econométricos dinâmicos. Ao se utilizar dados em painel, há maior flexibilidade na modelagem das diferenças existentes entre os indivíduos ou firmas.

A definição de dados de painel diz respeito ao grupo de informações estatísticas que se têm sobre o mesmo indivíduo ou firmas ou países durante vários períodos de tempo. Existem algumas vantagens e desvantagem significativas de se utilizar dados de painel.

Entre as vantagens cita-se: (i) muitos dos problemas apresentados pelas estimações de mínimos quadrados ordinários – MQO podem ser contornados; (ii) dados em painel permitem testar e relaxar o pressuposto implícito nas técnicas de estimação usuais. Por exemplo: pode-se controlar por heterogeneidade entre diferentes tipos de indivíduos; (iii) apresenta maior variabilidade nos dados; (iv) e evita o viés de agregação. Estudos sobre dados de painel podem ser encontrados em Arellano e Honore (2001) ou Blundell, Bond e Windmeijer (2000).

As desvantagens são relacionadas a problemas de truncção<sup>16</sup>, atritos<sup>17</sup> nos dados e a correlação entre os dados de *cross-section*.

Deaton (1985) mostra que para grandes amostras, pesquisas sucessivas gerarão amostras sucessivas de indivíduos a partir de agrupamentos. Estatísticas sumárias destas amostras

---

<sup>16</sup> Problemas de truncção referem-se a mutilação de uma amostra. Por exemplo: supondo um estudo sobre salários, onde um indivíduo da amostra percebe salários em um determinado ano e em outro não, se no ano em que não recebeu salários for retirado da amostra estará se cometendo uma mutilação da amostra, podendo desencadear problemas de truncção.

<sup>17</sup> Problemas de atrito referem-se a desgastes da qualidade dos dados ao longo do tempo devido a não respostas. Por exemplo: em uma pesquisa de dados de painel um respondente qualquer pode deixar de fornecer informações devido a morte, a mudança para uma outra região ou até mesmo por não ter mais interesse em participar da pesquisa.

geram uma série de tempo que pode ser usada para deduzir relações de comportamento como um todo para os agrupamentos da mesma maneira que se dados de painel estivessem disponíveis. Esta técnica é denominada de pseudopainel de dados – definido como grupos de indivíduos que compartilham características observáveis comuns como idade, sexo ou educação; e visa superar a indisponibilidade de dados de painel e problemas de atritos nos dados, comum em painéis genuínos, além de permitir a formação de dados por longos períodos de tempo, haja vista a formação de dados de painel ser recente na maioria dos países, com exceção dos EUA.

A metodologia utilizada para estimar a curva de salários é a de painel de dados, combinando-se informações de corte transversal com temporais (dados na dimensão temporal e na dimensão espacial) através da abordagem de efeitos fixos e efeitos aleatórios. Trata-se do mesmo procedimento utilizado na literatura.

O modelo geral é assim descrito:

$$y_{it} = \alpha + \beta_{it} x_{it} + \mu_{it} \quad (i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T). \quad (8)$$

onde  $i$  denota os indivíduos, famílias, empresas, Estados, países, etc. e  $t$  representa o tempo. O  $i$  refere-se as informações de corte e o  $t$  os dados ao longo do tempo. O  $y_{it}$  é a variável a ser explicada,  $\alpha$  é a constante,  $\beta_{it}$  corresponde ao vetor ( $k \times 1$ ) de parâmetros desconhecidos relativos ao indivíduo  $i$  no momento  $t$ ,  $x_{it}$  a matriz ( $k \times 1$ ) de variáveis explicativas, sendo  $k$  a quantidade de variáveis explicativas, e, por fim, considera-se  $\mu_{it} = \mu_i + v_{it}$ . No caso,  $\mu_i$ <sup>18</sup> é o

---

<sup>18</sup> Suponha uma equação sobre o mercado de trabalho, onde  $y_{it}$  mede os salários do chefe de família e  $x_{it}$  corresponde a uma cesta de informações como experiência, educação, sexo, cor, etc, pode-se considerar, neste caso, que  $\mu_{it}$  seja uma habilidade não observada.

efeito específico individual não observável que não varia com o tempo e  $v_{it}$  os erros remanescentes que variam de acordo com o indivíduo e o tempo.

Tal modelo é tão só descritivo, na medida em que diz apenas que o indivíduo  $i$  tem uma dada função de reação específica a cada momento no tempo, pelo que será necessário conferir-lhe uma estrutura. Nesse sentido, das várias especificações de modelos de dados em painel recorre-se aos modelos de regressão com efeitos fixos e aleatórios, a fim de evitar problemas econométricos oriundos das estimativas.

### 3.1.2 REGRESSÃO COM EFEITOS FIXOS E EFEITOS ALEATÓRIOS

A diferença básica entre modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios está na forma de tratar o intercepto.

A abordagem de efeitos fixos considera o intercepto como constante, desconhecido, fazendo inferências sobre os indivíduos. Os interceptos são constantes específicas individuais, separados de cada unidade. É usada quando se quer controlar as variáveis omissas que diferem entre os casos mas são constantes ao longo do tempo.

O modelo de efeitos fixos é um modelo de regressão clássico:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + e_{it} \quad (9)$$

onde  $\alpha_i$  são as constantes – interceptos,  $\beta_i$  são os coeficientes a serem estimados associados as variáveis explicativas, os  $x_{it}$  são as variáveis específicas que correspondem aos mesmos indivíduos quando  $j = i$  ( $i$  representa as diferentes unidades *cross-section* e  $t$  denota o tempo) e  $e_{it}$  o termo estocástico, assumindo que  $E[e_{it}] = 0$  e  $var[e_{it}] = \sigma^2$ .

Uma formulação do modelo de efeitos fixos assume que  $\alpha_i$  captura características específicas dos trabalhadores (por exemplo, motivação ou habilidade), estabelecidas como constantes ao longo do tempo. Os  $\alpha_i$  são estimados como coeficientes de variáveis *dummies* com o uso do modelo de mínimos quadrados (LSDV). O modelo mencionado é dado por:

$$y_{it} = \alpha_i D_i + \beta_i x_{it} + \mu_{it} \quad (10)$$

onde  $D_i$  é uma variável *dummy* representando o  $i$ -ésimo indivíduo e os coeficientes  $\alpha_i$  são iguais as constantes dos indivíduos e  $\mu_{it}$  representa o termo estocástico da equação.

No modelo de efeitos aleatórios os  $\alpha_i$  são analisados como variáveis aleatórias e não como termo constante na equação. O modelo de efeitos aleatórios parte do pressuposto de que os  $\alpha_i$  são independentes do termo estocástico  $\mu_{it}$  e também são mutuamente independentes entre si. Os  $\alpha_i$  e  $\mu_{it}$  são independentes e identicamente distribuídos – IID. Um ponto favorável ao modelo de efeito aleatório é de que o modelo de mínimos quadrados com variáveis *dummies* (LSDV), utilizado nos efeitos fixos; resulta numa perda de graus de liberdade significativa se  $n$  (o número de observações for grande - *cross-section*).

O modelo de efeitos aleatórios tem a forma

$$y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + \mu_{it} \quad (11)$$

O modelo de efeitos aleatório é um modelo de regressão generalizado. Todos os termos aleatórios têm variância  $var [e_{it} + \mu_{it}] = \sigma_e^2 + \sigma_\mu^2$ . Mas, para um dado  $i$ , os termos aleatórios em períodos diferentes são correlacionados por causa de seu componente comum

$\mu_i, \text{corr} [e_{it} + \mu_i, e_{is} + \mu_i] = \rho = \sigma_\mu^2 / \sigma^2$  (Greene, 2000). A diferença básica entre as duas abordagens se verifica no tratamento dado no termo constante  $\alpha_i$ .

O teste de Hausman é comumente aplicado a testes de modelos de efeitos fixos versus efeitos aleatórios.

Testando efeitos fixos versus efeitos aleatórios, por meio do teste de Hausman, têm-se:

$$\text{var} [\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}] = \text{var}[\hat{\beta}_{FE}] + \text{var}[\hat{\beta}_{RE}] - \text{cov}[\hat{\beta}_{FE}, \hat{\beta}_{RE}] - [\hat{\beta}_{FE}, \hat{\beta}_{RE}]$$

$$\text{Define } \Sigma = \text{var}[\hat{\beta}_{FE}] - \text{var}[\hat{\beta}_{RE}]$$

$$W = [\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}]' \Sigma^{-1} [\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}] \sim \chi^2(K-1)$$

$K$  = números de coeficientes estimados, excluindo a constante e os coeficientes in variantes no tempo.

$H_0$  : RE é eficiente, FE ineficiente; ambos consistentes

$H_1$  : FE consistente, RE not consistente

{ie :  $W < \text{crit. value} \Rightarrow$  aleatórios : Efeitos preferidos}

Hipótese nula:  $[E(\alpha_i/x_{it}) = 0$  : não são correlacionados].

Hipótese alternativa:  $[E(\alpha_i/x_{it}) \neq 0$  : são correlacionados].

Sob a hipótese nula, tanto  $\hat{\beta}_W$  (estimador obtido com base na variação dentro de cada grupo) como  $\hat{\beta}_{MQG}$  (estimador com base nos mínimos quadrados generalizados) são consistentes, mas  $\hat{\beta}_W$  é ineficiente. Já sob a hipótese a alternativa,  $\hat{\beta}_W$  é consistente, mas  $\hat{\beta}_{MQG}$  não. Uma vez que os efeitos não variantes no tempo são subtraídos. Portanto, sob  $H_0$  (hipótese nula), as duas estimativas não devem diferir sistematicamente, Hausman (1978). A formulação do modelo de efeitos aleatórios negligencia a correlação que pode existir entre os efeitos  $\alpha_i$  e as variáveis explicativas  $x_{it}$ .

Testadas as equações de efeitos fixos e aleatórios, optou-se, como demonstrado nos resultados do estudo, pela equação de salário padrão com efeitos fixos, na forma que se segue:

$$\ln (y_{it}) = \alpha_i + \beta x_{it} + e_{it} \quad (i = 1, 2, \dots, n; t = 1, 2, \dots, T) \quad (12)$$

onde  $y_{it}$  é um vetor de salários. O  $x_{it}$  é um vetor de características individuais, o  $t$  mede o tempo e  $n$  é número de indivíduos. O  $e_{it}$  é o componente erro que varia entre os indivíduos e o tempo,  $\alpha_i$  controla para os grupos por heterogeneidade não-observada. Tais fatores são esperados ser fixos para indivíduos durante um curto período de tempo  $E [e_{it}^2] = \sigma^2$  e  $E [e_{it} e_{js}] = 0$  se  $i \neq j$  ou  $t \neq s$ .

### 3.1.3 DESCRIÇÃO DOS DADOS

Este estudo trabalha com uma série *cross-section* independente. Usam-se dados de cortes transversais repetidos com base na PNAD, realizada sistematicamente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, entre os anos de 1992 a 2002, com exceção dos anos de 1994 e 2000, quando a PNAD não foi realizada.

Na tabela 3 são reportadas as médias (Mean), os desvios-padrão (Std.Dev) de cada variável incluída no estudo. A média do logaritmo dos salários de 2,969, equivalente a média salarial de R\$ 930,90, está de acordo com a encontrada na literatura. Pode-se observar que existem mais trabalhadores empregados no mercado de trabalho da região Centro-Oeste na primeira faixa de idade (idade 1), do que na segunda (idade 2) e na terceira (idade 3) faixas. Este fato decorre, em grande parte, de a mesma ter menor grau de escolaridade e de experiência. Isto pode estar associado à natureza específica das atividades econômicas nesta região, caracterizada pela indústria da agricultura, que requer menos anos de estudos do que outras indústrias, como a do comércio e dos serviços, causando reflexos no mercado de trabalho – os

trabalhadores da primeira faixa etária possuem uma tendência maior a participar do mercado de trabalho.

De 1992 a 2002 houve uma melhoria acentuada no nível de escolarização, tendo como significado a quantidade de anos de estudo. Também cresceu a proporção de indivíduos com 9 anos ou mais de estudo, ou seja, que concluíram pelo menos o ensino médio ou nível equivalente.

A média mais alta foi encontrada para as pessoas com mais de 9 anos de estudos (0,418), seguido pelo grupo de 5 a 8 anos de estudos (0,308) e, por último, o do grupo de 0 a 4 anos de estudos (0,274). A taxa de desemprego média detectada pela PNAD no período considerado ficou em torno 5,01% na região.

Tabela 3: Médias e Desvios-Padrão de salário, taxa de desemprego, anos de estudos e por grupo idade no período 1992/2002 na região centro-oeste.

Variáveis	Observações	Médias	Desvios-padrão
Logaritmo do salário (lw)	177.074	2,969	3,245
Média salarial (wg)	177.074	930,9	3.098,3
Taxa de desemprego (U)	177.074	5,012	4,827
Anos de estudo – de 0 a 4	177.074	0,274	0,446
Anos de estudo – de 5 a 8	177.074	0,308	0,462
Anos de estudo – mais de 9	177.074	0,418	0,493
Idade de 20 a 34 (ida1)	177.074	0,503	0,500
Idade de 35 a 49 (ida2)	177.074	0,334	0,472
Idade de 50 a 64 (ida3)	177.074	0,163	0,369

Fonte: Pesquisa Nacional de Amostras de Domicílios (PNAD)

A tabela 4 mostra a variação do salário, da quantidade de anos de estudos – denominada educação, da idade média e da taxa de desemprego na região Centro-Oeste no período de 1992 a 2002. Com base nos resultados, pode-se observar que:

- o salário médio real oscilou muito ao longo do período analisado. Os dados revelam um decréscimo do salário de R\$ 749,41 (2,875 em log) em 1992 para R\$ 698,41 (2,844 em log) em 2002, representando uma taxa de crescimento geométrica média negativa de 0,33%, equivalente a R\$ 6,38 em média ao ano;

- o nível de escolarização se mostrou crescente ao longo dos anos, apresentando um crescimento geométrico médio anual de 1%, passando de 6,86 anos de estudos para 8,24 anos de estudos, representando um aumento de 1,4 anos de estudo no período considerado;
- em relação à idade, os números mostraram uma taxa de crescimento geométrica média anual de 0,2% evoluindo de 35,6 anos de idade para 36,9 no período de 1992 a 2002. Isto mostra uma tendência de crescimento da taxa de participação da mão-de-obra (idade 2), ou pessoal ocupado, para os anos seguintes; e
- a taxa de desemprego demonstra-se estável, variando no intervalo de 4,86% a 4,92% no período de 1992 a 2002, com exceção do ano de 2001, quando alcançou o patamar de 6,02%. Entretanto, essa trajetória apresenta-se variável de ano a ano, até mesmo em uma mesma faixa salarial ao longo do período analisado. Acredita-se que esta variação seja decorrente não só de fatores de mercados, mas também de fatores não-mercados, que por sua vez se tornam os mais relevantes.

Tabela 4: Evolução do Salário, educação, idade e taxa de desemprego – 1992 a 2002.

Ano	Log Salário	Salário*	Educação	Idade	Tx Desemprego
1992	2,875	749,41	6,87	35,6	4,92
1993	2,952	895,14	7,00	36,0	4,86
1995	2,974	942,50	7,04	36,8	4,82
1996	3,009	1.021,50	7,24	36,3	4,82
1997	3,022	1.051,08	7,38	36,4	4,81
1998	3,017	1.040,19	7,61	36,4	4,92
1999	2,986	967,78	7,70	36,5	4,89
2001	3,009	1.019,91	7,97	36,5	6,02
2002	2,844	698,41	8,24	36,9	4,86

Fonte: Pesquisa Nacional de Amostras de Domicílios (PNAD)

\* Salários em Reais deflacionados

A Tabela 5 compara os salários e a taxa de desemprego dos trabalhadores por faixa etária. Para os salários, o diferencial médio entre trabalhadores da faixa de idade 1 (20 a 34 anos) e faixa de idade 2 (35 a 49 anos) é, em média, de 4,3% a favor dos trabalhadores da faixa de

idade 2. Entre os trabalhadores da faixa de idade 2 e faixa de idade 3 (50 a 64 anos), o diferencial médio se reduz para 2,8% a favor dos da faixa de idade 2. Já entre trabalhadores da faixa de idade 1 e da faixa de idade 3, o diferencial médio é de 1,14% a favor dos da faixa de idade 3. Como o diferencial de salários se reduz nas idades mais avançadas, pode-se especular que parte desse diferencial se deve a um problema de informação no mercado de trabalho, caracterizando a chamada discriminação estatística [Phelps (1973), Arrow (1972) e Cain (1986)].

A tabela 5 mostra ainda as variáveis a serem utilizadas na equação de salários a ser estimada na próxima seção. Observando as variáveis para os trabalhadores da primeira faixa etária, o log do salário médio horário mensal ( $\ln w$ ) é de 2,864, equivalendo a um salário médio mensal de R\$ 731,70, contra 3,099 para os trabalhadores da segunda faixa etária ou um salário médio mensal de R\$ 1.255,70. Enquanto, os trabalhadores da terceira faixa etária, o log do salário médio mensal é de 2,947, representando um salário médio mensal de R\$ 885,10. O diferencial médio de salários entre os trabalhadores da primeira faixa etária e os da segunda faixa etária é de R\$ 524,00 a favor dos trabalhadores da segunda faixa etária. Entre os trabalhadores da segunda e os da terceira faixas etárias, o diferencial médio se reduz para R\$ 370,60 a favor dos da segunda faixa. Já entre trabalhadores da primeira e os da terceira faixas etárias, o diferencial médio é de R\$ 153,40 a favor dos da terceira faixa etária. Observa-se que o salário médio referente a segunda faixa etária é majoritariamente predominante em todo período analisado. Tal evidência leva a acreditar que não haverá alteração desse comportamento, mesmo porque é comprovado empiricamente que os trabalhadores de menor idade percebem salários inferiores.

Os dados da PNAD na tabela 5 mostram um crescimento contínuo do salário médio dos trabalhadores da segunda faixa a partir do ano de 1992 até 1997, ano em que atingiu seu ponto de máximo, equivalente a R\$ 1.478,10. No mesmo ano a taxa de desemprego de 3,59% foi a

menor do período 1992 a 2002. A partir deste ponto os salários caíram e as taxas de desemprego subiram, alcançando o pico de 4,55% em 2001.

As estatísticas da taxa de desemprego evidenciaram uma tendência variável por faixas etárias entre 1992 a 2002. Observa-se que o desemprego não se distribui de forma homogênea entre as faixas etárias. As maiores taxas de desemprego encontram-se na primeira faixa etária, seguida da segunda faixa etária e, por último, da terceira faixa etária.

Na primeira faixa etária, pessoas entre 20 e 34 anos, a taxa de desemprego variou de 6,41% a 8,18%, com forte concentração de crescimento a partir de 1995 até 2001. Tais taxas de desemprego mostram-se extremamente elevadas, como em todo o mundo. Segundo a OIT (2000), a taxa de desemprego entre os jovens é aproximadamente o dobro da taxa de desemprego entre os adultos com idade entre 25 a 64 anos.

Na segunda faixa, referente as idades de 35 a 49 anos, a variação ocorreu entre 3,59% e 4,55%.

Finalmente, na terceira faixa, de 50 a 64 anos, a oscilação aconteceu entre 2,01% a 2,59%, curiosamente em dois anos próximos 2002 e 2001, respectivamente.

Estas evidências indicam a concentração de desempregados na faixa etária mais jovem da região Centro-Oeste.

Sabe-se que as oportunidades de emprego prevaletentes são melhores nas terceira faixa de idade do que nas demais faixas. Como se pode constatar na tabela 5, a taxa de desemprego da terceira faixa de idade é inferior a das outras duas. Um outro fator que pode ter contribuído para o baixo índice de desemprego na terceira faixa de idade foi o aumento da média de anos de educação, comparativamente aos trabalhadores das outras faixas etárias.

Pelos dados reportados, sobre as variáveis selecionadas, na tabela 5, observa-se uma redução acentuada dos salários em todas as faixas etárias de 32,07% (comparando as médias dos dois

últimos anos), sendo que a maior queda ocorreu na terceira faixa de idade, passando de R\$ 1.033,2 em 2001 para R\$ 683,68 em 2002. No entanto, houve diminuição da taxa de desemprego da segunda e terceiras faixas de idade, nos mesmos anos considerados, passando de 4,55% em 2001 para 3,60% em 2002 e passando de 2,59% em 2001 para 2,01% em 2002, respectivamente.

Tabela 5: Estatísticas Descritivas da Média dos Salários Reais\* e Taxa de Desemprego dos Trabalhadores por Faixas Etárias: Região Centro-Oeste 1992-2002.

Anos	Idade 1			Idade 2			Idade 3		
	Salários*	(wg)**	u	Salários*	(wg)**	u	Salários*	(wg)**	u
1992	2,781	603,52	6,45	2,994	985,8	3,68	2,888	772,33	2,16
1993	2,847	703,14	6,47	3,087	1.222,2	3,62	2,929	849,86	2,14
1995	2,890	776,31	6,41	3,099	1.254,6	3,66	2,919	830,00	2,09
1996	2,898	790,63	6,45	3,164	1.458,6	3,62	2,922	835,12	2,16
1997	2,902	798,50	6,49	3,170	1.478,1	3,59	2,975	944,26	2,14
1998	2,908	809,83	6,69	3,136	1.369,2	3,64	3,030	1.071,60	2,17
1999	2,885	767,18	6,74	3,104	1.271,0	3,62	2,976	945,85	2,03
2001	2,901	795,81	8,18	3,125	1.333,1	4,55	3,014	1.033,20	2,59
2002	2,733	540,50	6,80	2,968	928,6	3,60	2,835	683,68	2,01
Média	2,864	731,70	6,74	3,099	1.255,7	3,19	2,947	885,10	2,17

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD)

\* Salários em logaritmos naturais

\*\* Salários reais deflacionados (wg)

### 3.1.4 RESULTADOS

Foram testados três modelos em dados de painel (pseudo-painel). Um modelo de efeitos aleatórios, incluindo os efeitos da educação e a taxa de desemprego – com o objetivo de capturar os efeitos da relação entre salários e cada uma das variáveis incluídas no modelo. Um segundo modelo que inclui como efeito fixo os trabalhadores. Outro modelo (mínimos quadrados com variáveis *dummies*, LSDV) que inclui como efeitos individuais as *dummies* para as idades dos trabalhadores, onde os coeficientes referentes às coortes procuram capturar os efeitos fixos dos grupos etários. Os resultados encontrados apontam para regressão com efeitos fixos (individuais) como fator de explicação da relação entre salário e a taxa de desemprego na região Centro-Oeste.

O programa utilizado na estimação do teste de Hausman e em todas as equações do estudo foi o Stata 8.2 que fornece o resultado de forma direta<sup>19</sup>. O valor do teste foi de 79,38 e apresenta evidências para se rejeitar a hipótese nula, de que o modelo de efeitos aleatórios é apropriado para estimar a equação de salários, isto é, o uso do modelo de efeitos fixos é preferido ao modelo de efeitos aleatórios.

A tabela 6 reporta que todos os coeficientes estimados para os três modelos descritos foram estatisticamente significativos ao nível de significância de 1% (para t, F e Wald  $\chi^2$ ), bem como os sinais obtidos para os parâmetros da taxa de desemprego, dos anos de estudos e das faixas etárias estão de acordo com o esperado. O estudo observou, também, uma forte influência da educação e da taxa de desemprego sobre os salários.

Pode-se observar que no modelo [(3)  $\alpha_i$  são estimados como coeficientes de variáveis *dummies*] onde se adicionam os efeitos específicos com modelo de mínimos quadrados com variáveis *dummies* limitadas (LSDV), as estatísticas t e F são maiores em relação aos outros dois métodos de estimação. O efeito-fixo referente ao modelo estimado com a inclusão das coortes no modelo (3) é maior na segunda faixa de idade (35 a 49 anos) que o dos demais agrupamentos, podendo refletir um efeito favorável da educação e experiência sobre os salários dos trabalhadores. As hipóteses são de que o salário mantém relação negativa com a taxa de desemprego e positiva com a educação.

O aumento na taxa de desemprego, para uma dada queda nos salários (isto é, o inverso da inclinação da curva de salário), seria tão menor quanto mais flexível fosse o mercado de trabalho, revelando, portanto, que a inclinação da curva de salário é um indicador apropriado do grau de flexibilidade do mercado de trabalho.

---

<sup>19</sup> Os resultados encontram-se em anexo.

A alta sensibilidade dos salários frente à taxa de desemprego na região Centro-Oeste é evidenciada pela tabela 6. O parâmetro estimado da taxa de desemprego de -0,313 é alto, contudo encontra-se dentro da faixa de estimativas citada na literatura, como explicitado em Blanchflower e Oswald (1995) e evidenciado na tabela 1 deste estudo. Percebe-se, desta forma, que o valor do coeficiente estimado da taxa de desemprego de -0,313 para a região Centro-Oeste é ligeiramente inferior ao valor apresentado para o caso da Irlanda.

Os valores encontrados por Barros e Mendonça (1996) indicam que uma variação de cerca de 6% na taxa de desemprego provocaria uma variação de 24% no nível salarial. Garcia e Fajnzylber (2002) encontraram para a taxa de desemprego estimativas de 0,137, conforme metodologia de Blanchflower e Oswald (1994b), e de 0,139, de acordo com a metodologia de Card (1995), para os anos de 1981 a 1999, período diferente do que foi utilizado dos coeficientes estimados na tabela 6.

Observa-se que as características individuais e os efeitos fixos explicam cerca de 23,8% [modelo (1)], 27,2% [modelo (2)], 31,3% [modelo (3)], das variações nos salários reais individuais no mercado de trabalho.

Tabela 6: Elasticidades da Curva de Salários, Educação no Mercado de Trabalho na Região Centro-Oeste no período 1992/2002. Equações Estimadas em Dados de Paineis

Variáveis	Coeficientes		Coeficientes		Coeficientes	
	Aleatórios (1)	<i>t</i>	Fixos (2)	<i>t</i>	Fixos (3)	<i>t</i>
Lnu	-0,238	-27,16	-0,235	-21,33	-0,313	-32,60
Educ	0,194	116,54	0,19	100,10	0,184	108,00
Idade1	-	-	-	-	3,336	137,99
Idade2	-	-	-	-	3,813	182,86
Idade3	-	-	-	-	2,635	124,57
Intercepto	3,195	176,32	3,255	150,74	-	-
Wald chi <sup>2</sup> (1)	14.003,05	-	-	-	-	-
F	-	-	5.321,06	-	73380,79	-
R <sup>2</sup> Ajustado	-	-	-	-	0,6745	-
Nº Observações	-	-	177.074	-	177.074	-
corr (u <sub>i</sub> ,x <sub>b</sub> )	0 (assumido)	-	0,0258	-	-	-

Nas tabelas 7 e 8 são reportadas as estimativas dos parâmetros da equação de salários, modelos estimados na forma *cross-section*, obtidos para as variáveis: taxa de desemprego, anos de estudos e grupos de idade. Na tabela 7, como podem ser observados, os parâmetros estimados, incluindo as variáveis idade 1, idade 2 e idade 3 (*dummies*) em todos os modelos estimados são estatisticamente não nulos ao nível de significância de 1% (**t e F**) e os sinais esperados evidenciam as hipóteses da teoria. O resultado do **R<sup>2</sup>** demonstra o poder explicativo (situados entre 66,2% a 68,9%) das variáveis independentes para explicar a variação ocorrida com o salário no período 1992/2002. Todos os coeficientes estimados para idade 2, obtidos para os anos de 1992 a 2002, são maiores e mais significativos do que os estimados para as idades 1 e 3. Enquanto, as estimativas da variável idade 1 foram maiores do que coeficientes estimados para idade 3 em todo o período considerado (e mais significativas – exceto para o ano de 1992). Com respeito a variável educação introduzida no modelo em todos os anos estimados de 1992 a 2002, observa-se que o sinal positivo está de acordo com a teoria econômica. Um indivíduo de alta qualificação deve receber mais renda do que o de qualificação média, porque a educação está diretamente relacionada com o nível de salários.

Observam-se ainda, na tabela 7, que os coeficientes estimados para a taxa de desemprego oscilaram de -0,178 a -0,409, negativos em todos os anos (1992 a 2002) estimados, evidenciando a hipótese de existência da curva de salários para a região Centro-Oeste. Para o ano de 2002, encontramos uma estimativa da taxa de desemprego de -0,409, significando que um aumento de 10% na taxa de desemprego provoca uma redução de 4% nos salários reais, o mesmo valor encontrado por Barros e Mendonça (1997).

Percebe-se imensa variabilidade nos valores dos referidos coeficientes: um aumento de 20% na taxa de desemprego provocaria variações negativas na magnitude no nível salarial entre 3,56% e 8,18%.

Tabela 7: Elasticidades da Curva de Salários, Idade e Educação no Mercado de Trabalho na Região Centro-Oeste no período 1992/2002. Equações estimadas na forma *Cross-Section*.

Variáveis	Coeficientes						F	R <sup>2</sup> ajustado
	(t)							
	lnu	idade1	idade2	idade3	educ			
1992	-0,178 (-5,35)	3,029 (39,12)	3,665 (55,23)	2,705 (40,24)	0,190 (35,08)		7050,49	0,674
1993	-0,253 (-7,32)	3,008 (37,40)	3,595 (52,73)	2,523 (36,80)	<b>0,206</b> (37,19)		6715,79	0,6637
1995	-0,238 (-7,19)	3,133 (40,01)	3,696 (55,35)	2,535 (37,91)	0,199 (36,13)		7320,36	0,6639
1996	-0,306 (-9,03)	3,297 (41,32)	3,729 (55,01)	2,525 (36,98)	0,193 (35,36)		7109,27	0,6616
1997	-0,299 (-9,33)	3,487 (45,34)	<b>3,933</b> (59,81)	2,639 (40,51)	0,183 (35,04)		8320,19	0,6810
1998	-0,367 (-11,60)	3,516 (45,17)	3,917 (59,30)	<b>2,791</b> (42,91)	0,184 (35,53)		8389,71	0,6775
1999	-0,358 (-11,52)	<b>3,555</b> (46,16)	3,909 (60,16)	2,631 (41,51)	0,170 (33,43)		8309,37	0,6682
2001	-0,320 (-17,46)	3,377 (57,64)	3,898 (72,89)	2,702 (46,28)	0,181 (38,71)		10096,15	0,6894
2002	<b>-0,409</b> (-15,15)	3,373 (48,56)	3,801 (65,79)	2,615 (46,82)	0,170 (38,73)		10318,97	0,6872

Na tabela 8 os resultados reportados indicam que todos os coeficientes da taxa de desemprego e educação são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 1% (t e F). As estimativas dos coeficientes da taxa de desemprego e anos de estudos sugerem, de acordo com a teoria econômica, existir uma associação linear negativa e positiva entre salários, respectivamente. Verifica-se ainda, na tabela 8, que os coeficientes estimados para a taxa de desemprego oscilaram de -0,193 a -0,324 (um movimento oscilatório menor), quando excluídas as variáveis idade 1, idade 2 e idade 3 do modelo para os anos de 1992 a 2002. O coeficiente estimado da variável educação nos diz que o salário tem uma relação direta com o nível educacional, quando cresce os anos de estudos aumenta o salário.

Com relação ao modelo estimado para ano de 2002, a inclinação da curva de salário na região no Brasil seria de -0,324, significando que para ocorrer uma variação positiva de 20% no nível salarial seria necessário que a taxa de desemprego descesse cerca de 6,48 %.

Souza e Machado (2004) estimaram os coeficientes da taxa de desemprego no intuito de quantificar a importância dos efeitos sobre os salários reais. Os autores encontram valores da elasticidade da taxa de salário real em relação à taxa de desemprego para o homem no mercado de trabalho: [0,4681 (urbano) e 0,5286 (rural) primeiro passo] e [-0,2355 (urbano) e -0,0606 (rural) - efeitos fixos]. Resultados próximos aos reportados nas tabelas 6, 7, 8.

Tabela 8: Elasticidades da Curva de Salários, Educação no Mercado de Trabalho na Região Centro-Oeste no período 1992/2002. Equações estimadas na forma *Cross-Section*.

Variáveis	Coeficientes					
	lnu	Educ	inter	F	R <sup>2</sup> ajustado	N
1992	<b>-0,193</b> (-6,54)	0,193 (36,64)	5,503 (3,179)	7050,49	0,0733	17.049
1993	-0,238 (-7,82)	<b>0,213</b> (39,33)	3,057 (53,35)	6715,79	0,0840	17.013
1995	-0,200 (-6,83)	0,208 (38,79)	3,100 (55,39)	7320,36	0,0755	18.528
1996	-0,230 (-7,74)	0,205 (38,47)	3,131 (54,56)	7109,27	0,0760	18.182
1997	-0,208 (-7,39)	0,198 (38,72)	3,272 (58,93)	8320,19	0,0724	19.484
1998	-0,290 (-10,54)	0,196 (38,66)	3,339 (59,55)	8389,71	0,0727	19.970
1999	-0,237 (-8,82)	0,185 (37,29)	3,242 (59,13)	8309,37	0,0648	20.628
2001	-0,298 (-17,20)	0,190 (41,49)	3,345 (73,27)	10096,15	0,0780	22.737
2002	<b>-0,324</b> (-13,93)	<b>0,183</b> (42,12)	3,177 (64,76)	10318,97	0,0746	23.483

## CAPÍTULO 4 – CONCLUSÕES

Este estudo investigou o grau de flexibilidade do mercado de trabalho da região Centro-Oeste, e os resultados encontrados são consistentes com os demais estudos realizados no Brasil e em outros países.

O grau de flexibilidade estimado de -0,313 encontra-se próximo dos calculados por Souza e Machado (2004) para o mercado de trabalho urbano para os homens da região Nordeste de -0,3311 e superior a do Brasil de -0,2355.

Comparando com os países estudados por Blanchflower e Oswald (1994), o grau de flexibilidade da região Centro-Oeste aproxima-se ao da Irlanda e supera os demais, posicionando-se, desta forma, perto do limite superior dos graus de flexibilidade calculados para os países industrializados pesquisados. Verifica-se, desta forma, que o mercado de trabalho da região Centro-Oeste se comporta de maneira bem mais flexível do que outras economias de países industrializados, apesar da vocação agrícola.

As análises realizadas, utilizando dados microeconômicos, também comprovam a existência empírica da curva de salários para região Centro-Oeste e evidenciam a relação inversa entre os salários regionais e a taxa de desemprego regional, ou seja, uma queda na taxa de desemprego de 20%, de 5% para 4%, levaria a um aumento do salário real de 6,26%, comprovando que a taxa de desemprego é a variável de ajuste do modelo.

A escolha do modelo de efeitos fixos com variáveis *dummies* para as faixas de idades mostrou-se o mais adequado, tendo em vista os resultados anteriormente reportados, estando de acordo com a literatura. Segundo Baltagi (2001) o modelo de efeitos fixos é o mais apropriado à realização de estudos focados em agrupamentos específicos, no caso faixas de idade.

O salário médio real observado no período 1992 a 2002 variou muito, sendo maior para aqueles que possuem entre 35 a 49 anos, superando os mais idosos, supostamente com maior experiência, pode-se, desta forma, supor que se trata de um problema de discriminação estatística, ou assimetria de informação entre empregados e empregadores. Verificou-se, também, que os mais jovens perceberam menores salários do que os demais ao longo do período analisado, ratificando as comprovações empíricas e levando a crer na manutenção deste comportamento no futuro.

Existem mais pessoas empregadas com idade entre 20 a 34 anos, contudo são as que possuem menor grau de escolaridade e experiência. Esta fato pode estar associado a característica rural da região Centro-Oeste. A idade média variou em torno dos 36,4 anos de idade e mostrou-se crescente, induzindo uma concentração das pessoas ocupadas na faixa de 35 a 49 anos nos próximos anos.

O nível de escolarização cresceu, principalmente, entre os que concluíram o ensino médio ou equivalente.

A taxa de desemprego foi de 5,01%, entretanto apresentou comportamento variável. Esta variação pode ser decorrente não só de fatores de mercado como também de fatores não-mercado, exógenos, possivelmente mais relevantes. As pessoas mais jovens são mais factíveis ao desemprego. Na faixa entre 20 a 34 anos o nível de desemprego foi maior que nas outras faixas. Este fato consubstancia o conhecimento prévio de que as oportunidades de emprego são melhores para aqueles que possuem idade mais avançada, de forma geral, mais experientes e com maior nível educacional.

Por mais que existam críticas, a curva de salários tem exercido, atualmente, forte influência sobre o pensamento dos economistas, principalmente dos microeconomistas, do que as postulações teóricas que relacionam salário e desemprego.

As pesquisas realizadas em vários países, por diferentes pesquisadores, demonstram a relação inversa entre salário e desemprego, bem como uma elasticidade de desemprego por volta de -0,10, a despeito de algumas críticas.

Grande parte da literatura não expressa negação às evidências empíricas. As principais críticas realizadas não são feitas diretamente às principais postulações da curva de salários, mas sim quanto à sustentação teórica e a alguns dados utilizados, a exemplo de Card (1995). Percebe-se, também, que outros pesquisadores propõem modificações na especificação da curva de salários para poderem realizar suas próprias pesquisas, como Robert (1997).

### Referências Bibliográficas

- Almeida, C. L. de, Souza, G. S. e Peres, M. A. F. A Curva de Phillips e a Teoria dos Ciclos. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*. Vol. 5, nº 2. Julho - Dezembro de 2005.
- Arellano, Manuel e B. Honoré. Panel Data Models: Some Recent Developments. *Handbook of Econometrics*, Volume 5. (CEMFI Working Paper nº 0016.). 2001.
- Arrow, K. J. The Models of Job Discrimination. In (Ed.), A. H. P., editor. Lexington Books. *Racial Discrimination in Economics Life*. págs. 83–102. 1972.
- Baltagi, B. H. e Wolf, K. The German wage curve: evidence from the IAP employment sample. *Economics Letters* nº 61. págs. 135-142. 1998.
- Baltagi, B. H., Blien, U. e Wolf, K. The East German wage curve 1993-1998. *Economics Letters* nº 69. págs. 25-31. 2000.
- Baltagi, B. H. *Econometric Analysis of Panel Data*. Second Edition. John Wiley & Sons. Ltd. England, 2001.
- Barros, R. P. de, Mendonça, R. S. P. de. Flexibilidade do mercado de trabalho brasileiro: uma avaliação empírica. *Textos para discussão* nº 452, IPEA 1997.
- Barros, R. P. de, Fogel, M. e Mendonça, R. S. P. de. *Perspectivas para o Mercado de Trabalho Brasileiro ao Longo da Próxima Década*. *Textos para discussão* nº 526, IPEA 1997.
- Blackby, D. H. e Manning D. N. Regional Earnings Revisited. *Manchester School of Economics and Social Sciences*, nº 55, págs 158-183. 1987.
- Blanchard O. e Katz, L. F . What we know and do not know about the natural rate of unemployment. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, nº 5822. 1996.
- Blanchflower, G. David and Andrew D. Oswald. *The Wage Curve*, MIT Press, 1994.

Blanchflower, D., Oswald, A. Estimating a wage curve for Britain, 1973-1990. *Economic Journal*, v. 104, n.426, p.1025-1043, Sept. 1994.

Blanchflower, D., Oswald, A. An Introduction to the Wage Curve. *The Journal of Economic Perspective*. Vol. 9, N° 03, p. 153-167. 1995.

Blanchflower, D., Oswald, A. The Wage Curve Reloaded. National Bureau of Economic Research. Working Paper Series n° 11338. 2005.

Blundell, R. W., S.R. Bond e W. Frank. Estimation in dynamic panel data models: improving on the performance of the standard GMM estimator. <http://www.ifs.org.uk/wps/wp0012.pdf>. Paper provided by Institute for Fiscal Studies in its series IFS Working Papers with number W00/12. 2000.

Cain, Glen. “The Economic Analysis of Labor Market Discrimination: A Survey”. In *Handbook of Labor Economics*. Vol. 1, edited by Orley Ashenfelter and Richard Layard, Amsterdam: North Holland. 1986.

Card D, D. The wage curve: a review. *Journal of Economic Literature*, vol. 33, p.785-799, june 1995.

Fischer, I. A Statistical Relation Between Unemployment and Prices Changes. *International Labor Review*. Vol. Junho. 1926.

Friedman, Milton. The Role of Monetary Policy, AEA Presidential Address. *American Economic Review*, March 1968, p. 1–17.

Garcia, L. L., Fajnzylber, P. A Curva de Salário para o Brasil: Uma Análise Microeconométrica a partir dos dados da PNAD de 1992 a 1999. *XXX Encontro Nacional de Economia – Anais 2002*.

Greene, William H. *Econometric Analysis*, 5<sup>th</sup> edition, Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey. 2003.

Harris, J. R. e Todaro, M. P. *Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis*. *American Economic Review*, March 1970. vol. 60. p. 126-42.

Hausman, J. A. *Specification Tests in Econometrics*. *Econometrica*, vol. 46, p.1251-71. 1978.

Lucas, R. E. Jr. e Rapping, L. A. 1969. *Real Wages, Employment, and Inflation*. *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 77(5), p. 721-54, Sept./Oct. 1969.

Machado, A. F. e Souza, I. V. de. *Curva de rendimentos: uma análise no mercado de trabalho urbano e rural no Brasil (1981-99)*. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, vol. 42, Nº 01. Brasília, Jan./Mar. 2004.

Organização Internacional do Trabalho (OIT). *Employing youth: promoting employment – intensive growth*. Paper for the symposium on strategies to combat youth employment). In: homepage: [www.ilo.org](http://www.ilo.org), mai. 2000.

Pannenberg, M. e Schwarze, J. *Labor market slack and the wage curve*. *Economics Letters* nº 58, págs. 351-354. 1998.

Phelps, Edmund S. “*The Statistical Theory of Racism and Sexism*”. *American Economic Review*, v. LXII: 659-661. 1972.

Phillips, A. W. *The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957*. The London Schools of Economics. 1958.

Roberts, J. M. *The Wage Curve and the Phillips Curve*. Board of Governors of the Federal Reserve System. 1997.

Sachs, J. e Larrain, F. *Macroeconomia*. Edição revisada. São Paulo. Ed. Makron Books, 1998.

Samuelson, Paul A. e Solow, Robert M. Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy. *American Economic Review*, vol. 50, p. 177-84, 1960.

Whelan, K. Wage Curve vs. Phillips Curve: Are there macroeconomics implications? Division of Research and Statistics. Federal Reserve Board. September, 1997.

## ANEXO 1

```
. xtreg lw lnu educ, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression                Number of obs    =   177074
Group variable (i): individual~D                Number of groups =    31010

R-sq:  within = 0.0679                          Obs per group:  min =     1
        between = 0.0970                          avg =           5.7
        overall = 0.0740                          max =           9

corr(u_i, Xb) = 0.0258                            F(2,146062)      =   5321.06
                                                Prob > F         =    0.0000
```

	lw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnu		-.2349921	.0110191	-21.33	0.000	-.2565893 - .2133949
educ		.1871686	.0018699	100.10	0.000	.1835036 .1908335
_cons		3.255258	.0215951	150.74	0.000	3.212932 3.297584
sigma_u		1.7294468				
sigma_e		3.0782003				
rho		.23992568	(fraction of variance due to u_i)			

```
F test that all u_i=0:      F(31009, 146062) =    1.17      Prob > F = 0.0000
```

```
. est store fixed
```

```
. xtreg lw lnu educ, re
```

```
Random-effects GLS regression                Number of obs    =   177074
Group variable (i): individual~D                Number of groups =    31010

R-sq:  within = 0.0679                          Obs per group:  min =     1
        between = 0.0974                          avg =           5.7
        overall = 0.0740                          max =           9
```

```
Random effects u_i ~ Gaussian                Wald chi2(2)     =   14003.05
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                  Prob > chi2      =    0.0000
```

	lw	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lnu		-.2375947	.008747	-27.16	0.000	-.2547386 - .2204508
educ		.1943137	.0016674	116.54	0.000	.1910457 .1975818
_cons		3.195258	.0181218	176.32	0.000	3.15974 3.230776
sigma_u		.60936307				
sigma_e		3.0782003				
rho		.03771066	(fraction of variance due to u_i)			

```
. hausman fixed
```

	---- Coefficients ----				
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))	
	fixed	.	Difference	S.E.	
lnu		-.2349921	-.2375947	.0026026	.0067015
educ		.1871686	.1943137	-.0071452	.0008463

```
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(2) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          =          79.38
        Prob>chi2 =          0.0000
```

```
. summarize lw wg u educ ida1 ida2 ida3 educ04 educ58 educ9
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	177074	2.969000	3.245057	0	13.19506
wg	177074	930.9482	3098.33	0	537703.8
u	177074	5.012029	4.826672	0	100
educ	177074	7.495544	4.471472	1	17
ida1	177074	.5026768	.4999942	0	1
ida2	177074	.3342331	.471723	0	1
ida3	177074	.16309	.3694488	0	1
educ04	177074	.2743542	.4461895	0	1
educ58	177074	.3077019	.4615437	0	1
educ9	177074	.4179439	.4932222	0	1

```
. summarize if year==1992
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
year	17049	1992	0	1992	1992
uf	17049	51.71424	1.020202	50	53
v8005	17049	35.63845	11.58846	20	64
v4703	17049	6.86967	4.449324	1	17
ida1	17049	.5331691	.4989132	0	1
ida2	17049	.314212	.4642149	0	1
ida3	17049	.1526189	.3596303	0	1
educ04	17049	.3264121	.4689138	0	1
educ58	17049	.3132735	.4638382	0	1
educ9	17049	.3603144	.4801057	0	1
pea	17049	129.5153	94.0976	1	405
u	17049	4.922589	4.035719	0	60
id	17049	1.61945	.7355279	1	3
t	17049	85372.07	51158.14	4	177056
individual~D	17049	23071.54	17909.54	1	63995
_est_fixed	17049	.5896534	.491911	0	1

```
. summarize lw wg u educ ida1 ida2 ida3 educ04 educ58 educ9 if year==1992
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	17049	2.875000	3.161321	0	12.21545
wg	17049	749.408	2374.257	0	201883.9
u	17049	4.922589	4.035719	0	60
educ	17049	6.86967	4.449324	1	17
ida1	17049	.5331691	.4989132	0	1
ida2	17049	.314212	.4642149	0	1
ida3	17049	.1526189	.3596303	0	1
educ04	17049	.3264121	.4689138	0	1
educ58	17049	.3132735	.4638382	0	1
educ9	17049	.3603144	.4801057	0	1

```
. summarize lw wg u educ ida1 ida2 ida3 educ04 educ58 educ9 if year==1993
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	17013	2.952000	3.258496	0	11.85344
wg	17013	895.139	2445.625	0	140567.5
u	17013	4.862395	3.946917	0	60
educ	17013	6.996356	4.449218	1	17
ida1	17013	.5170752	.499723	0	1
ida2	17013	.3253394	.4685153	0	1
ida3	17013	.1575854	.3643625	0	1
educ04	17013	.3184036	.4658707	0	1
educ58	17013	.3077647	.4615822	0	1
educ9	17013	.3738318	.483834	0	1

```
. summarize lw wg u educ ida1 ida2 ida3 educ04 educ58 educ9 if year==1995
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	18528	2.97400	3.297564	0	11.31985
wg	18528	942.4991	2141.389	0	82442.12
u	18528	4.817381	3.953429	0	60
educ	18528	7.035568	4.365374	1	17
ida1	18528	.5123597	.4998607	0	1
ida2	18528	.3297712	.4701426	0	1
ida3	18528	.1578692	.3646281	0	1
educ04	18528	.3039184	.4599602	0	1
educ58	18528	.3236723	.4678893	0	1
educ9	18528	.3724093	.4834597	0	1

```
. summarize lw wg u educ ida1 ida2 ida3 educ04 educ58 educ9 if year==1996
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	18182	3.009000	3.319124	0	13.19506
wg	18182	1021.495	5062.407	0	537703.8
u	18182	4.8236	3.927883	0	50
educ	18182	7.236058	4.452024	1	17
ida1	18182	.5061049	.4999765	0	1
ida2	18182	.3350566	.4720232	0	1
ida3	18182	.1588384	.3655354	0	1
educ04	18182	.295182	.4561371	0	1
educ58	18182	.3059619	.4608263	0	1
educ9	18182	.398856	.4896765	0	1

```
. summarize lw wg u educ ida1 ida2 ida3 educ04 educ58 educ9 if year==1997
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	19484	3.022000	3.275988	0	12.64179
wg	19484	1051.079	3709.909	0	309215.2
u	19484	4.813909	4.071501	0	100
educ	19484	7.383135	4.428998	1	17
ida1	19484	.5017963	.5000096	0	1
ida2	19484	.3370971	.4727305	0	1
ida3	19484	.1611065	.3676386	0	1
educ04	19484	.2764319	.4472444	0	1
educ58	19484	.3207247	.4667671	0	1
educ9	19484	.4028434	.4904823	0	1

```
. summarize lw wg u educ ida1 ida2 ida3 educ04 educ58 educ9 if year==1998
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	19970	3.017000	3.28277	0	12.61154
wg	19970	1040.189	3255.036	0	300000
u	19970	4.915564	4.127755	0	60
educ	19970	7.610315	4.421649	1	17
ida1	19970	.4992989	.500012	0	1
ida2	19970	.3336004	.4715107	0	1
ida3	19970	.1671007	.3730751	0	1
educ04	19970	.2578868	.4374823	0	1
educ58	19970	.3195293	.4663059	0	1
educ9	19970	.4225839	.4939828	0	1

```
. summarize lw wg u educ ida1 ida2 ida3 educ04 educ58 educ9 if year==1999
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	20628	2.986000	3.27573	0	12.56418
wg	20628	967.78	3358.012	0	286123
u	20628	4.893107	4.103594	0	33.33333
educ	20628	7.695511	4.444682	1	17
ida1	20628	.4934555	.4999693	0	1
ida2	20628	.3386174	.473251	0	1
ida3	20628	.1679271	.3738106	0	1
educ04	20628	.2565445	.4367364	0	1
educ58	20628	.3092883	.4622114	0	1
educ9	20628	.4341672	.4956591	0	1

```
. summarize lw wg u educ ida1 ida2 ida3 educ04 educ58 educ9 if year==2001
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	22737	3.009000	3.253823	0	12.02768
wg	22737	1019.906	2773.383	0	167323.4
u	22737	6.016625	8.286509	0	100
educ	22737	7.965387	4.525418	1	17
ida1	22737	.4920614	.499948	0	1
ida2	22737	.3451203	.4754179	0	1
ida3	22737	.1628183	.3692079	0	1
educ04	22737	.2458988	.4306283	0	1
educ58	22737	.2898799	.4537164	0	1
educ9	22737	.4642213	.4987292	0	1

```
. summarize lw wg u educ ida1 ida2 ida3 educ04 educ58 educ9 if year==2002
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	23483	2.844000	3.087756	0	11.20011
wg	23483	698.4137	1613.791	0	73138.37
u	23483	4.863037	4.199635	0	100
educ	23483	8.240514	4.481409	1	17
ida1	23483	.4817953	.4996791	0	1
ida2	23483	.3418643	.4743445	0	1
ida3	23483	.1763403	.3811176	0	1
educ04	23483	.2206703	.4147074	0	1
educ58	23483	.2873568	.4525391	0	1
educ9	23483	.4919729	.4999462	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if idal & year==1992
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	9090	2.781000	3.099065	0	9.989824
wg	9090	603.5193	1095.696	0	21803.46
u	9090	6.44789	4.24092	0	30.76923
educ04	9090	.2071507	.4052868	0	1
educ58	9090	.3530253	.4779368	0	1
educ9	9090	.439824	.4963929	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if idal & year==1993
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	8797	2.847000	3.1642	0	10.6582
wg	8797	703.1421	1507.038	0	42540.18
u	8797	6.474448	4.204481	0	30.76923
educ04	8797	.2001819	.4001591	0	1
educ58	8797	.3494373	.4768194	0	1
educ9	8797	.4503808	.4975601	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if idal & year==1995
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	9493	2.890000	3.212316	0	11.00943
wg	9493	776.3111	1694.811	0	60441.44
u	9493	6.406946	4.177445	0	30.76923
educ04	9493	.1955125	.3966156	0	1
educ58	9493	.3565785	.479014	0	1
educ9	9493	.447909	.4973053	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if idal & year==1996
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	9202	2.898000	3.223078	0	10.48701
wg	9202	790.6252	1555.395	0	35846.92
u	9202	6.454687	4.132504	0	30.76923
educ04	9202	.1909368	.3930607	0	1
educ58	9202	.3385134	.4732298	0	1
educ9	9202	.4705499	.4991591	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if idal & year==1997
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	9777	2.902000	3.164016	0	11.00418
wg	9777	798.4999	1597.559	0	60125.18
u	9777	6.491107	4.248234	0	30.76923
educ04	9777	.1731615	.3784062	0	1
educ58	9777	.3618697	.480566	0	1
educ9	9777	.4649688	.4987968	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if idal & year==1998
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	9971	2.908000	3.181297	0	10.81978
wg	9971	809.8325	1743.816	0	50000
u	9971	6.691707	4.362076	0	30.76923
educ04	9971	.1583592	.3650958	0	1
educ58	9971	.3521212	.4776554	0	1
educ9	9971	.4895196	.4999152	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if idal & year==1999
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	10179	2.885000	3.16996	0	11.64789
wg	10179	767.1819	2081.64	0	114449.2
u	10179	6.742109	4.356701	0	30.76923
educ04	10179	.1553198	.362227	0	1
educ58	10179	.3370665	.472731	0	1
educ9	10179	.5076137	.4999666	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if idal & year==2001
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	11188	2.901000	3.167322	0	11.08322
wg	11188	795.8078	1771.298	0	65070.22
u	11188	8.178405	8.474432	0	100
educ04	11188	.1481051	.35522	0	1
educ58	11188	.3063103	.4609808	0	1
educ9	11188	.5455846	.49794	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if idal & year==2002
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	11314	2.733000	2.984248	0	10.1015
wg	11314	540.495	1045.352	0	24379.46
u	11314	6.797004	4.329279	0	28.57143
educ04	11314	.121796	.3270645	0	1
educ58	11314	.2941488	.4556793	0	1
educ9	11314	.5840552	.4929059	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if ida2 & year==1992
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	5357	2.994000	3.121219	0	10.97065
wg	5357	985.8233	2067.193	0	58142.56
u	5357	3.676829	2.986995	0	60
educ04	5357	.387717	.4872749	0	1
educ58	5357	.288781	.4532382	0	1
educ9	5357	.323502	.4678561	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if ida2 & year==1993
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	5535	3.087000	3.24753	0	11.38344
wg	5535	1222.219	2889.64	0	87854.71
u	5535	3.619836	2.798633	0	60
educ04	5535	.3691057	.4826062	0	1
educ58	5535	.2879855	.4528652	0	1
educ9	5535	.3429088	.4747242	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if ida2 & year==1995
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	6110	3.099000	3.258541	0	11.31985
wg	6110	1254.558	2627.502	0	82442.12
u	6110	3.655237	3.009547	0	60
educ04	6110	.3440262	.4750885	0	1
educ58	6110	.3055646	.4606839	0	1
educ9	6110	.3504092	.4771371	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if ida2 & year==1996
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	6092	3.164000	3.309021	0	13.19506
wg	6092	1458.577	8301.971	0	537703.8
u	6092	3.621277	2.928109	0	50
educ04	6092	.3238674	.4679885	0	1
educ58	6092	.2962902	.456658	0	1
educ9	6092	.3798424	.4853873	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if ida2 & year==1997
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	6568	3.170000	3.244124	0	12.64179
wg	6568	1478.116	4964.999	0	309215.2
u	6568	3.594218	2.886413	0	50
educ04	6568	.3008526	.4586637	0	1
educ58	6568	.2990256	.4578659	0	1
educ9	6568	.4001218	.4899601	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if ida2 & year==1998
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	6662	3.136000	3.252026	0	10.95954
wg	6662	1369.22	3087.144	0	57500
u	6662	3.637181	2.991167	0	60
educ04	6662	.2868508	.4523252	0	1
educ58	6662	.3026118	.4594231	0	1
educ9	6662	.4105374	.4919683	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if ida2 & year==1999
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	6985	3.104000	3.241235	0	11.97639
wg	6985	1270.981	3449.751	0	158957.2
u	6985	3.615753	2.879933	0	33.33333
educ04	6985	.27602	.4470588	0	1
educ58	6985	.3046528	.4602932	0	1
educ9	6985	.4193271	.4934843	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if ida2 & year==2001
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	7847	3.12500	3.179299	0	12.02768
wg	7847	1333.131	3314.138	0	167323.4
u	7847	4.549509	7.505171	0	100
educ04	7847	.275137	.4466117	0	1
educ58	7847	.288263	.452983	0	1
educ9	7847	.4366	.4959958	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if ida2 & year==2002
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	8028	2.968000	3.021916	0	11.20011
wg	8028	928.5725	2021.679	0	73138.37
u	8028	3.597328	3.228289	0	100
educ04	8028	.243149	.429011	0	1
educ58	8028	.2949676	.4560566	0	1
educ9	8028	.4618834	.4985761	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if ida3 & year==1992
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	2602	2.888000	3.280466	0	12.21545
wg	2602	772.333	4874.726	0	201883.9
u	2602	2.158774	2.561592	0	33.33333
educ04	2602	.6168332	.4862519	0	1
educ58	2602	.2248271	.4175486	0	1
educ9	2602	.1583397	.3651294	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if ida3 & year==1993
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	2681	2.929000	3.382916	0	11.85344
wg	2681	849.8619	3595.296	0	140567.5
u	2681	2.138161	2.355925	0	25
educ04	2681	.6016412	.4896514	0	1
educ58	2681	.2118612	.4087033	0	1
educ9	2681	.1864976	.3895803	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if ida3 & year==1995
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	2925	2.919000	3.425567	0	10.21092
wg	2925	829.9999	2236.255	0	27198.65
u	2925	2.086083	2.229496	0	18.18182
educ04	2925	.5719658	.4948784	0	1
educ58	2925	.2547009	.4357674	0	1
educ9	2925	.1733333	.3785999	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if ida3 & year==1996
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	2888	2.92200	3.41326	0	10.89248
wg	2888	835.1233	2767.991	0	53770.38
u	2888	2.16269	2.455771	0	25
educ04	2888	.5668283	.4955997	0	1
educ58	2888	.2226454	.4160942	0	1
educ9	2888	.2105263	.4077531	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if ida3 & year==1997
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	3139	2.975000	3.42802	0	12.19711
wg	3139	944.2593	5032.105	0	198214.9
u	3139	2.14203	3.200591	0	100
educ04	3139	.5469895	.4978664	0	1
educ58	3139	.2379739	.4259109	0	1
educ9	3139	.2150366	.4109132	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if ida3 & year==1998
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	3337	3.030000	3.458835	0	12.61154
wg	3337	1071.616	5910.071	0	300000
u	3337	2.160595	2.640879	0	33.33333
educ04	3337	.4974528	.5000684	0	1
educ58	3337	.2559185	.4364416	0	1
educ9	3337	.2466287	.4311133	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if ida3 & year==1999
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	3464	2.976000	3.42899	0	12.56418
wg	3464	945.8487	5488.631	0	286123
u	3464	2.035521	2.506261	0	25
educ04	3464	.5147229	.4998553	0	1
educ58	3464	.2370092	.4253094	0	1
educ9	3464	.2482679	.4320704	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if ida3 & year==2001
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	3702	3.014000	3.455845	0	11.66304
wg	3702	1033.233	3758.061	0	116196.8
u	3702	2.593193	7.411216	0	100
educ04	3702	.4794706	.4996459	0	1
educ58	3702	.2436521	.4293431	0	1
educ9	3702	.2768774	.4475158	0	1

```
. summarize lw wg u educ04 educ58 educ9 if ida3 & year==2002
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	4141	2.835000	3.296083	0	10.68131
wg	4141	683.6775	1920.906	0	43534.74
u	4141	2.032851	2.696904	0	25
educ04	4141	.447235	.4972681	0	1
educ58	4141	.2540449	.4353756	0	1
educ9	4141	.2987201	.4577521	0	1

```
. summarize lw wg u if idal & year==1992
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	9090	2.781000	3.099065	0	9.989824
wg	9090	603.5193	1095.696	0	21803.46
u	9090	6.44789	4.24092	0	30.76923

```
. summarize lw wg u if idal & year==1993
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	8797	2.847000	3.1642	0	10.6582
wg	8797	703.1421	1507.038	0	42540.18
u	8797	6.474448	4.204481	0	30.76923

```
. summarize lw wg u if idal & year==1995
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	9493	2.890000	3.212316	0	11.00943
wg	9493	776.3111	1694.811	0	60441.44
u	9493	6.406946	4.177445	0	30.76923

```
. summarize lw wg u if idal & year==1996
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	9202	2.898000	3.223078	0	10.48701
wg	9202	790.6252	1555.395	0	35846.92
u	9202	6.454687	4.132504	0	30.76923

```
. summarize lw wg u if idal & year==1997
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	9777	2.902000	3.164016	0	11.00418
wg	9777	798.4999	1597.559	0	60125.18
u	9777	6.491107	4.248234	0	30.76923

```
. summarize lw wg u if idal & year==1998
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	9971	2.908000	3.181297	0	10.81978
wg	9971	809.8325	1743.816	0	50000
u	9971	6.691707	4.362076	0	30.76923

```
. summarize lw wg u if idal & year==1999
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	10179	2.885000	3.16996	0	11.64789
wg	10179	767.1819	2081.64	0	114449.2
u	10179	6.742109	4.356701	0	30.76923

```
. summarize lw wg u if idal & year==2001
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	11188	2.901000	3.167322	0	11.08322
wg	11188	795.8078	1771.298	0	65070.22
u	11188	8.178405	8.474432	0	100

```
. summarize lw wg u if idal & year==2002
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	11314	2.733000	2.984248	0	10.1015
wg	11314	540.495	1045.352	0	24379.46
u	11314	6.797004	4.329279	0	28.57143

```
. summarize lw wg u if ida2 & year==1992
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	5357	2.994000	3.121219	0	10.97065
wg	5357	985.8233	2067.193	0	58142.56
u	5357	3.676829	2.986995	0	60

```
. summarize lw wg u if ida2 & year==1993
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	5535	3.087000	3.24753	0	11.38344
wg	5535	1222.219	2889.64	0	87854.71
u	5535	3.619836	2.798633	0	60

```
. summarize lw wg u if ida2 & year==1995
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	6110	3.099000	3.258541	0	11.31985
wg	6110	1254.558	2627.502	0	82442.12
u	6110	3.655237	3.009547	0	60

```
. summarize lw wg u if ida2 & year==1996
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	6092	3.164000	3.309021	0	13.19506
wg	6092	1458.577	8301.971	0	537703.8
u	6092	3.621277	2.928109	0	50

```
. summarize lw wg u if ida2 & year==1997
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	6568	3.170000	3.244124	0	12.64179
wg	6568	1478.116	4964.999	0	309215.2
u	6568	3.594218	2.886413	0	50

```
. summarize lw wg u if ida2 & year==1998
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	6662	3.136000	3.252026	0	10.95954
wg	6662	1369.22	3087.144	0	57500
u	6662	3.637181	2.991167	0	60

```
. summarize lw wg u if ida2 & year==1999
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	6985	3.104000	3.241235	0	11.97639
wg	6985	1270.981	3449.751	0	158957.2
u	6985	3.615753	2.879933	0	33.33333

```
. summarize lw wg u if ida2 & year==2001
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	7847	3.12500	3.179299	0	12.02768
wg	7847	1333.131	3314.138	0	167323.4
u	7847	4.549509	7.505171	0	100

```
. summarize lw wg u if ida2 & year==2002
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lw	8028	2.968000	3.021916	0	11.20011
wg	8028	928.5725	2021.679	0	73138.37
u	8028	3.597328	3.228289	0	100

```
. reg lw lnu ida1 ida2 ida3 educ, noconst
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	177074
Model	3522976.39	5	704595.279	F( 5,177069) =	73380.79
Residual	1700199.37177069	9.60190307		Prob > F =	0.0000
Total	5223175.77177074	29.4971355		R-squared =	0.6745
				Adj R-squared =	0.6745
				Root MSE =	3.0987

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnu	-.3127965	.0095939	-32.60	0.000	-.3316003 -.2939927
ida1	3.336411	.0241785	137.99	0.000	3.289022 3.3838
ida2	3.81301	.0208516	182.86	0.000	3.772142 3.853879
ida3	2.635238	.0211546	124.57	0.000	2.593775 2.6767
educ	.1837347	.0017012	108.00	0.000	.1804004 .187069

```
. xtreg lw lnu educ, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs      =    177074
Group variable (i): individual~D      Number of groups   =     31010

R-sq:  within = 0.0679                  Obs per group: min =         1
      between = 0.0970                      avg =         5.7
      overall = 0.0740                      max =         9

corr(u_i, Xb) = 0.0258                  F(2,146062)       =    5321.06
                                          Prob > F          =     0.0000
```

```
-----+-----
      lw |          Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      lnu |   -.2349921   .0110191   -21.33  0.000   -.2565893   -.2133949
      educ |   .1871686   .0018699   100.10  0.000   .1835036   .1908335
      _cons |   3.255258   .0215951   150.74  0.000   3.212932   3.297584
-----+-----
      sigma_u |   1.7294468
      sigma_e |   3.0782003
      rho |   .23992568   (fraction of variance due to u_i)
```

```
F test that all u_i=0:      F(31009, 146062) =      1.17      Prob > F = 0.0000
```

```
. est store fixed
```

```
. xtreg lw lnu educ, re
```

```
Random-effects GLS regression      Number of obs      =    177074
Group variable (i): individual~D      Number of groups   =     31010

R-sq:  within = 0.0679                  Obs per group: min =         1
      between = 0.0974                      avg =         5.7
      overall = 0.0740                      max =         9
```

```
Random effects u_i ~ Gaussian      Wald chi2(2)       =    14003.05
corr(u_i, X) = 0 (assumed)          Prob > chi2        =     0.0000
```

```
-----+-----
      lw |          Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      lnu |   -.2375947   .008747   -27.16  0.000   -.2547386   -.2204508
      educ |   .1943137   .0016674   116.54  0.000   .1910457   .1975818
      _cons |   3.195258   .0181218   176.32  0.000   3.15974   3.230776
-----+-----
      sigma_u |   .60936307
      sigma_e |   3.0782003
      rho |   .03771066   (fraction of variance due to u_i)
```

```
. hausman fixed
```

```
-----+-----
      |          (b)          (B)          (b-B)          sqrt(diag(V_b-V_B))
      |          fixed          .          Difference          S.E.
-----+-----
      lnu |   -.2349921   -.2375947          .0026026          .0067015
      educ |   .1871686   .1943137          -.0071452          .0008463
-----+-----
```

```
      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(2) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
              =      79.38
      Prob>chi2 =      0.0000
```

**. reg lw lnu educ1**

Source	SS	df	MS	Number of obs =
Model	101651.812	2	50825.906	177074
Residual	1762996.67177071	9.95643936		F( 2,177071) = 5104.83
Total	1864648.49177073	10.5303942		Prob > F = 0.0000
				R-squared = 0.0545
				Adj R-squared = 0.0545
				Root MSE = 3.1554

lw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnu	-.314184	.0087168	-36.04	0.000	-.3312689 -.2970992
educ1	.9138959	.0092549	98.75	0.000	.8957564 .9320354
_cons	2.801315	.0225619	124.16	0.000	2.757094 2.845536

**. reg lw lnu educ if year==1992**

Source	SS	df	MS	Number of obs =
Model	12504.2101	2	6252.10505	17049
Residual	157872.619	17046	9.26156396	F( 2, 17046) = 675.06
Total	170376.829	17048	9.99394823	Prob > F = 0.0000
				R-squared = 0.0734
				Adj R-squared = 0.0733
				Root MSE = 3.0433

lw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnu	-.1930074	.0294914	-6.54	0.000	-.2508135 -.1352013
educ	.1929894	.0052671	36.64	0.000	.1826654 .2033134
_cons	3.178518	.0555491	57.22	0.000	3.069636 3.2874

**. reg lw lnu educ if year==1993**

Source	SS	df	MS	Number of obs =
Model	15184.0958	2	7592.04791	17013
Residual	165445.899	17010	9.72639031	F( 2, 17010) = 780.56
Total	180629.995	17012	10.6177989	Prob > F = 0.0000
				R-squared = 0.0841
				Adj R-squared = 0.0840
				Root MSE = 3.1187

lw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnu	-.2375788	.0303795	-7.82	0.000	-.2971258 -.1780318
educ	.212501	.0054031	39.33	0.000	.2019104 .2230916
_cons	3.057061	.0573051	53.35	0.000	2.944738 3.169385

**. reg lw lnu educ if year==1995**

Source	SS	df	MS	Number of obs =
Model	15238.7842	2	7619.39209	18528
Residual	186222.458	18525	10.0524944	F( 2, 18525) = 757.96
Total	201461.242	18527	10.8739268	Prob > F = 0.0000
				R-squared = 0.0756
				Adj R-squared = 0.0755
				Root MSE = 3.1706

lw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnu	-.1996903	.0292224	-6.83	0.000	-.2569688 -.1424118
educ	.2078809	.0053584	38.79	0.000	.1973779 .218384
_cons	3.109637	.0561432	55.39	0.000	2.999591 3.219683

```
. reg lw lnu educ if year==1996
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	18182
Model	15249.4777	2	7624.73885	F( 2, 18179)	=	749.07
Residual	185043.077	18179	10.1789469	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.0761
				Adj R-squared	=	0.0760
Total	200292.554	18181	11.0165862	Root MSE	=	3.1904

lw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnu	-.230469	.0297818	-7.74	0.000	-.2888441 -.1720939
educ	.205284	.0053365	38.47	0.000	.1948239 .2157441
_cons	3.130946	.0573904	54.56	0.000	3.018455 3.243436

```
. reg lw lnu educ if year==1997
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	19484
Model	15165.4434	2	7582.72171	F( 2, 19481)	=	761.72
Residual	193928.026	19481	9.95472647	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.0725
				Adj R-squared	=	0.0724
Total	209093.47	19483	10.7320982	Root MSE	=	3.1551

lw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnu	-.2075596	.0280713	-7.39	0.000	-.2625819 -.1525374
educ	.1979899	.0051139	38.72	0.000	.1879662 .2080136
_cons	3.272085	.0555254	58.93	0.000	3.163251 3.38092

```
. reg lw lnu educ if year==1998
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	19970
Model	15664.8123	2	7832.40615	F( 2, 19967)	=	783.78
Residual	199532.742	19967	9.99312577	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.0728
				Adj R-squared	=	0.0727
Total	215197.555	19969	10.7765814	Root MSE	=	3.1612

lw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnu	-.2900287	.027516	-10.54	0.000	-.3439624 -.236095
educ	.1958811	.0050662	38.66	0.000	.1859508 .2058114
_cons	3.338541	.0560654	59.55	0.000	3.228648 3.448434

```
. reg lw lnu educ if year==1999
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	20628
Model	14366.3843	2	7183.19215	F( 2, 20625)	=	715.82
Residual	206969.655	20625	10.0348923	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.0649
				Adj R-squared	=	0.0648
Total	221336.039	20627	10.7304038	Root MSE	=	3.1678

lw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnu	-.2371681	.0268905	-8.82	0.000	-.2898756 -.1844607
educ	.1854737	.0049732	37.29	0.000	.1757258 .1952216
_cons	3.241886	.0548261	59.13	0.000	3.134422 3.349349

**. reg lw lnu educ if year==2001**

Source	SS	df	MS	Number of obs = 22737		
Model	18827.2855	2	9413.64275	F( 2, 22734)	=	964.50
Residual	221887.033	22734	9.76014046	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.0782
				Adj R-squared	=	0.0781
Total	240714.319	22736	10.5873645	Root MSE	=	3.1241

lw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnu	-.29803	.0173231	-17.20	0.000	-.3319844	-.2640755
educ	.1903771	.004589	41.49	0.000	.1813824	.1993718
_cons	3.344711	.0456468	73.27	0.000	3.25524	3.434181

**. reg lw lnu educ if year==2002**

Source	SS	df	MS	Number of obs = 23483		
Model	16726.5316	2	8363.2658	F( 2, 23480)	=	947.93
Residual	207156.474	23480	8.82267776	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.0747
				Adj R-squared	=	0.0746
Total	223883.005	23482	9.53423922	Root MSE	=	2.9703

lw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnu	-.3240912	.0232705	-13.93	0.000	-.3697029	-.2784796
educ	.1826045	.0043357	42.12	0.000	.1741063	.1911027
_cons	3.176612	.0490522	64.76	0.000	3.080467	3.272758

**. reg lw lnu ida1 ida2 ida3 educ if year==1992, noconst**

Source	SS	df	MS	Number of obs = 17049		
Model	322290.57	5	64458.1141	F( 5, 17044)	=	7050.49
Residual	155822.419	17044	9.14236206	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.6741
				Adj R-squared	=	0.6740
Total	478112.989	17049	28.0434623	Root MSE	=	3.0236

lw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnu	-.1783867	.0333628	-5.35	0.000	-.2437812	-.1129921
ida1	3.029068	.0774387	39.12	0.000	2.877281	3.180856
ida2	3.665131	.0663592	55.23	0.000	3.53506	3.795202
ida3	2.705005	.0672245	40.24	0.000	2.573238	2.836772
educ	.1900309	.0054165	35.08	0.000	.179414	.2006478

**. reg lw lnu ida1 ida2 ida3 educ if year==1993, noconst**

Source	SS	df	MS	Number of obs = 17013		
Model	322106.398	5	64421.2797	F( 5, 17008)	=	6715.79
Residual	163149.372	17008	9.59250775	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.6638
				Adj R-squared	=	0.6637
Total	485255.77	17013	28.5226456	Root MSE	=	3.0972

lw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnu	-.2531754	.0345774	-7.32	0.000	-.3209507	-.1854001
ida1	3.008494	.0804414	37.40	0.000	2.850821	3.166168
ida2	3.595413	.0681882	52.73	0.000	3.461757	3.729069
ida3	2.523374	.0685776	36.80	0.000	2.388955	2.657793
educ	.2060076	.0055397	37.19	0.000	.1951491	.216866

```
. reg lw lnu ida1 ida2 ida3 educ if year==1995, noconst
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	18528
Model	362494.447	5	72498.8895	F( 5, 18523) =	7320.36
Residual	183446.748	18523	9.9037277	Prob > F =	0.0000
Total	545941.196	18528	29.4657381	R-squared =	0.6640
				Adj R-squared =	0.6639
				Root MSE =	3.147

lw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnu	-.2382452	.0331267	-7.19	0.000	-.3031765 -.173314
ida1	3.133083	.0783117	40.01	0.000	2.979585 3.286582
ida2	3.696084	.0667723	55.35	0.000	3.565204 3.826964
ida3	2.535375	.0668842	37.91	0.000	2.404276 2.666474
educ	.1987147	.0054995	36.13	0.000	.1879351 .2094943

```
. reg lw lnu ida1 ida2 ida3 educ if year==1996, noconst
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	18182
Model	356550.863	5	71310.1725	F( 5, 18177) =	7109.27
Residual	182325.963	18177	10.0305861	Prob > F =	0.0000
Total	538876.826	18182	29.6379291	R-squared =	0.6617
				Adj R-squared =	0.6616
				Root MSE =	3.1671

lw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnu	-.3058698	.0338548	-9.03	0.000	-.3722284 -.2395111
ida1	3.29743	.0798065	41.32	0.000	3.141002 3.453858
ida2	3.729068	.0677833	55.01	0.000	3.596206 3.861929
ida3	2.524986	.068284	36.98	0.000	2.391143 2.658829
educ	.1928584	.0054545	35.36	0.000	.1821672 .2035497

```
. reg lw lnu ida1 ida2 ida3 educ if year==1997, noconst
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	19484
Model	406995.974	5	81399.1949	F( 5, 19479) =	8320.19
Residual	190569.453	19479	9.78332838	Prob > F =	0.0000
Total	597565.428	19484	30.6695457	R-squared =	0.6811
				Adj R-squared =	0.6810
				Root MSE =	3.1278

lw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnu	-.2992143	.0320567	-9.33	0.000	-.3620481 -.2363805
ida1	3.486677	.0769065	45.34	0.000	3.335933 3.63742
ida2	3.933197	.0657658	59.81	0.000	3.80429 4.062103
ida3	2.638901	.0651452	40.51	0.000	2.511211 2.766591
educ	.1831062	.0052255	35.04	0.000	.1728638 .1933486

```
. reg lw lnu ida1 ida2 ida3 educ if year==1998, noconst
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 19970		
Model	413603.611	5	82720.7222	F( 5, 19965)	=	8389.71
Residual	196850.465	19965	9.85977787	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.6775
				Adj R-squared	=	0.6775
Total	610454.076	19970	30.5685566	Root MSE	=	3.14

lw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnu	-.3666658	.0316197	-11.60	0.000	-.428643	-.3046887
ida1	3.516155	.0778397	45.17	0.000	3.363583	3.668728
ida2	3.91706	.0660552	59.30	0.000	3.787587	4.046534
ida3	2.79126	.0650463	42.91	0.000	2.663763	2.918756
educ	.1840925	.0051815	35.53	0.000	.1739364	.1942486

```
. reg lw lnu ida1 ida2 ida3 educ if year==1999, noconst
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 20628		
Model	409935.252	5	81987.0505	F( 5, 20623)	=	8309.37
Residual	203483.492	20623	9.86682306	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.6683
				Adj R-squared	=	0.6682
Total	613418.745	20628	29.7371895	Root MSE	=	3.1411

lw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnu	-.3584405	.0311127	-11.52	0.000	-.4194238	-.2974572
ida1	3.554813	.0770116	46.16	0.000	3.403864	3.705761
ida2	3.908787	.0649757	60.16	0.000	3.781429	4.036144
ida3	2.630679	.063379	41.51	0.000	2.506451	2.754907
educ	.1699631	.0050837	33.43	0.000	.1599986	.1799275

```
. reg lw lnu ida1 ida2 ida3 educ if year==2001, noconst
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 22737		
Model	484649.191	5	96929.8382	F( 5, 22732)	=	10096.15
Residual	218242.472	22732	9.60067182	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.6895
				Adj R-squared	=	0.6894
Total	702891.663	22737	30.914002	Root MSE	=	3.0985

lw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnu	-.320308	.0183468	-17.46	0.000	-.356269	-.284347
ida1	3.376952	.058592	57.64	0.000	3.262108	3.491796
ida2	3.898206	.0534828	72.89	0.000	3.793377	4.003036
ida3	2.702097	.0583866	46.28	0.000	2.587655	2.816538
educ	.180848	.0046717	38.71	0.000	.1716911	.190005

```
. reg lw lnu ida1 ida2 ida3 educ if year==2002, noconst
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	23483
Model	447174.346	5	89434.8691	F( 5, 23478) =	10318.97
Residual	203484.73	23478	8.6670385	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.6873
				Adj R-squared =	0.6872
Total	650659.075	23483	27.7076641	Root MSE =	2.944

lw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnu	-.4094193	.0270243	-15.15	0.000	-.4623886	-.35645
ida1	3.372545	.069456	48.56	0.000	3.236406	3.508683
ida2	3.804816	.0578295	65.79	0.000	3.691467	3.918166
ida3	2.614827	.0558443	46.82	0.000	2.505368	2.724285
educ	.1704736	.0044427	38.37	0.000	.1617656	.1791815