

Gonzaga, Gustavo; Machado, Ana Flavia; Machado, Danielle Carusi

**Working Paper**

## Horas de trabalho: efeitos idade, período e coorte

Texto para discussão, No. 473

**Provided in Cooperation with:**

Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro

*Suggested Citation:* Gonzaga, Gustavo; Machado, Ana Flavia; Machado, Danielle Carusi (2003) : Horas de trabalho: efeitos idade, período e coorte, Texto para discussão, No. 473, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), Departamento de Economia, Rio de Janeiro

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/175960>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

TEXTO PARA DISCUSSÃO

No. 473

Horas de trabalho: efeitos idade,  
período e coorte

Gustavo Gonzaga  
Ana Flavia Machado  
Danielle Carusi Machado



DEPARTAMENTO DE ECONOMIA  
[www.econ.puc-rio.br](http://www.econ.puc-rio.br)

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA  
PUC-RIO

TEXTO PARA DISCUSSÃO  
Nº. 473

HORAS DE TRABALHO: EFEITOS IDADE, PERÍODO E COORTE

GUSTAVO GONZAGA – PUC-RIO  
ANA FLAVIA MACHADO – CEDEPLAR/UFMG  
DANIELLE CARUSI MACHADO – PUC-RIO

MAIO 2003

# **Horas de Trabalho: efeitos idade, período e coorte<sup>1</sup>**

Gustavo Gonzaga – PUC-Rio

Ana Flavia Machado – CEDEPLAR/UFMG

Danielle Carusi Machado – PUC-Rio

## **I. Introdução**

Uma das mais importantes dimensões das relações de trabalho é o número de horas trabalhadas. Alguns estudos recentes têm abordado essa questão no Brasil, destacando o processo de mudanças institucionais e de lutas históricas pela redução da jornada de trabalho e os seus efeitos sobre o nível de emprego (ver, por exemplo, SILVA ET AL. (1999) e GONZAGA, MENEZES-FILHO E CAMARGO, 2003). No entanto, raros são os estudos econométricos que procuram identificar os determinantes do número de horas trabalhadas no Brasil. Na verdade, o que se encontra em geral são análises soltas em alguns textos e relatórios técnicos que descrevem apenas a evolução das horas médias desagregadas por setor da economia ou por algumas características individuais, como idade, gênero e raça.

Recentemente, GONZAGA, LEITE E MACHADO (2002) estudaram, com base em um modelo multinomial logístico, como as probabilidades de um trabalhador brasileiro ter uma jornada padrão (40-44 horas por semana), longa (mais de 44 horas) e curta (menos de 40 horas) são afetadas por seus atributos pessoais (idade, escolaridade, gênero e experiência profissional) e por características do seu posto de trabalho (posição na ocupação, setor de atividade e região). A análise foi feita com base nos dados da PNAD (Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio, IBGE) para os anos de 1992 e 1999.

Nesse artigo, pretendemos contribuir para esse debate em várias direções. Primeiramente, utilizamos um período mais longo, com vários anos da PNAD entre 1981 e 1999, o que nos permite estudar tendências e mudanças estruturais relacionadas, por exemplo, à Constituição de 1988.<sup>2</sup>

---

<sup>1</sup> Gostaríamos de agradecer a CAPES pelo suporte financeiro para a elaboração deste trabalho, concedido por intermédio do convênio PROCAD, a Ana Maria Hermeto de Oliveira pelas sugestões, e a Renata Narita, Phillippe Leite e Raquel Tessarollo pela assistência à pesquisa. Os erros remanescentes são nossos.

<sup>2</sup> Com a Reforma Constitucional de 1988, o nível de jornada de trabalho semanal legal foi fixado em 44 horas e o adicional de horas extras aumentou de 20% para 50%.

Em segundo lugar, utilizamos uma metodologia que nos permite identificar, sob algumas hipóteses<sup>3</sup>, os efeitos idade, período e coorte. Os três efeitos são relevantes para o entendimento da evolução recente da jornada de trabalho no Brasil. Em geral, a evolução dos efeitos idade, período e coorte está relacionada aos aspectos da oferta e da demanda de trabalho e aos fatores institucionais.

O efeito idade nos auxilia a captar padrões de evolução das horas trabalhadas ao longo do ciclo de vida devido às características intrínsecas do perfil etário. Os modelos intertemporais de oferta de trabalho têm implicações claras sobre o comportamento das horas trabalhadas ao longo do ciclo de vida. Em geral, espera-se que o número de horas trabalhadas seja uma função côncava da idade, aumentando até uma certa idade e, em seguida, desacelerando o ritmo de crescimento, podendo até reduzir, refletindo uma evolução semelhante dos rendimentos, em média (ver KILLINGSWORTH, 1983). Um trabalhador no pico da idade ativa (de 30 a 40 anos, a chamada *prime age*) tende a cumprir cargas horárias de trabalho intensas, ao contrário de trabalhadores pertencentes às faixas etárias mais avançadas. No Brasil, no entanto, os autores têm encontrado uma resposta nula (ou até mesmo levemente negativa) das horas trabalhadas em relação aos rendimentos, o que poderia estar relacionado à sobreposição do efeito-renda sobre efeito-substituição quando da decisão sobre alocação de tempo para o trabalho, podendo ser explicada por baixos salários, condições de saúde e à existência de imperfeições no mercado de crédito (ver RIBEIRO, 2001, E RIBEIRO E MEIRA, 2002, ALVES E ANDRADE, 2003 para evidências mais recentes).

O efeito período, medido nesse estudo diretamente pelo crescimento da renda familiar per capita, capta o impacto do ciclo econômico sobre as horas trabalhadas. Espera-se que o número de horas de trabalho seja positivamente relacionado ao nível de atividade da economia. Por exemplo, os anos 1990 e 1991 foram caracterizados por uma severa recessão econômica que certamente refletiu na evolução da jornada de trabalho média.

Já o efeito coorte nos permite estudar, por exemplo, se existe alguma tendência das gerações mais novas trabalharem mais ou menos do que as gerações mais antigas. A relação entre horas trabalhadas e coorte reflete, em geral, o impacto diferenciado de mudanças institucionais, sociais, políticas e tecnológicas que afetam as decisões de

---

<sup>3</sup> Uma hipótese estrutural forte é de que não existe interação entre os efeitos idade, período e coorte. Por exemplo, o perfil etário não é afetado por mudanças nas características da geração.

inserção dos indivíduos no mercado de trabalho. As coortes podem variar também com fatores de oferta (como qualidade da educação, participação da mulher no mercado de trabalho, e hábitos e preferências em relação ao trabalho) e fatores de demanda (como mudanças tecnológicas que privilegiam um determinado tipo de formação educacional, e alterações nas condições de inserção no mercado de trabalho capazes de influenciar uma geração de forma permanente).

As coortes mais jovens estão mais sujeitas aos efeitos da emancipação feminina e a processos de universalização do ensino fundamental no Brasil. Em virtude desses fatores, são coortes caracterizadas por maiores taxas de participação da mulher e por crescente número de domicílios chefiados por mulheres e escolaridade média mais alta, quando comparadas com as coortes que as precedem. É de se esperar que coortes com esse perfil aloquem seu tempo em atividades no mercado de trabalho de maneira diversa do que as coortes mais antigas.

Apesar do grande interesse pelos efeitos idade, período e coorte, há um grave problema de identificação intrínseco ao método, uma vez que existe uma relação linear exata entre as três variáveis no modelo aditivo. A idade de uma pessoa é, por definição, dada pelo ano corrente (período) subtraído do ano em que ela nasceu (coorte), o que requer hipóteses adicionais de forma a identificar cada efeito separadamente. Esse problema, conhecido há muito tempo (ver, por exemplo, MASON ET AL., 1973), é tratado de diversas formas na literatura. Na verdade, modelos idade-período-coorte têm sido amplamente utilizados em várias áreas, como ciências médicas, demografia e, mais recentemente, em economia. Nesse artigo, utilizamos uma medida direta do efeito período de forma a identificar o modelo.

Na próxima seção, apresentamos os dados utilizados e a evolução da jornada de trabalho média para diferentes desagregações. Na seção III, descrevemos de forma detalhada a metodologia empírica empregada, bem como a hipótese de identificação. Na seção IV, são apresentados os resultados do modelo econométrico, enquanto a seção V contém as conclusões do artigo.

## **II. Descrição dos dados**

Nesse estudo, utilizamos os microdados da PNAD para os anos de 1981, 1984, 1987, 1990, 1993, 1996 e 1999. O banco de dados é construído a partir do

“empilhamento” de todas as observações individuais dos trabalhadores ocupados nesses anos selecionados.<sup>4</sup> O universo é formado pelas pessoas ocupadas moradoras das regiões urbanas, com idade entre 24 e 68 anos<sup>5</sup> e que não freqüentavam escola.

Os dados das PNAD's não são longitudinais, logo a criação das coortes representa uma forma de agrupar trabalhadores que nasceram no mesmo triênio. Como a amostra da pesquisa em 1984 não capta necessariamente as mesmas pessoas - não é um painel como a Pesquisa Mensal do Emprego (PME/IBGE) - não é possível construir trajetórias individuais. A criação de coortes conforme o período de nascimento permite a criação de “falsos painéis”,<sup>6</sup> na medida em que considera que indivíduos que pertençam à mesma coorte possuem algumas características em comum que influenciam o número de horas de trabalho. A escolha de coortes trienais advém do fato de agregarmos um maior número de observações por cada célula e de termos um número menor de variáveis *dummy* no modelo.

A tabela II.1 abaixo mostra como construímos a variável coorte para esses anos e para os grupos etários. Cada célula da tabela corresponde à definição de coorte. Em 1984, caso a pesquisa fosse longitudinal e os mesmos indivíduos fossem pesquisados, os trabalhadores da coorte 1955-1957, pertenceriam ao grupo etário seguinte, de 27 a 29 anos de idade.

---

<sup>4</sup> Na tabela A.1 do Anexo I, apresentamos o total de indivíduos na amostra para as diferentes desagregações.

<sup>5</sup> Vários textos que utilizam a metodologia idade, período e coorte fixam esses limites de idade, como CARD E LEMIEUX, 2001.

<sup>6</sup> Utilizamos a expressão “falsos painéis” ao invés de “pseudo painéis”, para não suscitar confusão com o método de estimação pseudo painel.

**Tabela II.1: Definição da variável Coorte**

Grupo Etário	Variável Coorte						
	1981	1984	1987	1990	1993	1996	1999
15-17	1964-1966	1967-1969	1970-1972	1973-1975	1976-1978	1979-1981	1982-1984
18-20	1961-1963	1964-1966	1967-1969	1970-1972	1973-1975	1976-1978	1979-1981
21-23	1958-1960	1961-1963	1964-1966	1967-1969	1970-1972	1973-1975	1976-1978
24-26	1955-1957	1958-1960	1961-1963	1964-1966	1967-1969	1970-1972	1973-1975
27-29	1952-1954	1955-1957	1958-1960	1961-1963	1964-1966	1967-1969	1970-1972
30-32	1949-1951	1952-1954	1955-1957	1958-1960	1961-1963	1964-1966	1967-1969
33-35	1946-1948	1949-1951	1952-1954	1955-1957	1958-1960	1961-1963	1964-1966
36-38	1943-1945	1946-1948	1949-1951	1952-1954	1955-1957	1958-1960	1961-1963
39-41	1940-1942	1943-1945	1946-1948	1949-1951	1952-1954	1955-1957	1958-1960
42-44	1937-1939	1940-1942	1943-1945	1946-1948	1949-1951	1952-1954	1955-1957
45-47	1934-1936	1937-1939	1940-1942	1943-1945	1946-1948	1949-1951	1952-1954
48-50	1931-1933	1934-1936	1937-1939	1940-1942	1943-1945	1946-1948	1949-1951
51-53	1928-1930	1931-1933	1934-1936	1937-1939	1940-1942	1943-1945	1946-1948
54-56	1925-1927	1928-1930	1931-1933	1934-1936	1937-1939	1940-1942	1943-1945
57-59	1922-1924	1925-1927	1928-1930	1931-1933	1934-1936	1937-1939	1940-1942
60-62	1919-1921	1922-1924	1925-1927	1928-1930	1931-1933	1934-1936	1937-1939
63-65	1916-1918	1919-1921	1922-1924	1925-1927	1928-1930	1931-1933	1934-1936
66-68	1915-1917	1916-1918	1919-1921	1922-1924	1925-1927	1928-1930	1931-1933

Nota: Como delimitamos nosso universo aos trabalhadores com idade superior a 24 anos, as três primeiras linhas da tabela 1 são desconsideradas para a análise descritiva.

O setor de atividade segue a definição do IBGE para grandes grupos, ou seja, indústria, construção civil, comércio, serviços, administração pública. Não incluímos agricultura, pouco representativo no mercado de trabalho urbano, foco de nossa análise. Os grupos educacionais são divididos em: 0 a 4 anos (primário incompleto ou completo), 5 a 10 anos (ginásio incompleto a 2º grau incompleto) e 11 a 18 anos (2º grau completo ou mais). A variável região se refere às cinco regiões da unidade federativa (Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro Oeste). A renda familiar per capita é definida pela renda do domicílio dividida pelo número de habitantes do mesmo. A variável posição na família é definida em três grupos - chefes, cônjuges, filhos e outros parentes. Posição na ocupação, por sua vez, está desagregada em empregado sem carteira assinada, empregado com carteira assinada, trabalhador por conta-própria e empregador.

Analisando a evolução da jornada, sem nenhum controle, verificamos que a jornada de trabalho média decresceu 5% de 1981 a 1990 (ver tabela II.2, abaixo). Na década de 90, contudo, a jornada subiu ligeiramente, ficando em torno das 43 horas semanais. O acentuado decréscimo (3,4%) da jornada de trabalho média no ano de 1990 com relação ao de 1987 devem-se às mudanças na legislação sobre jornada de trabalho padrão, estabelecidas na Constituição de 1988, e à retração no nível de atividade



econômica - que usualmente tem um impacto negativo sobre a massa de horas trabalhadas.

**Tabela II.2 – Jornada de Trabalho Média Semanal por ano, Brasil (1981-1999)**

<b>Ano</b>	<b>Jornada de Trabalho</b>
81	45,43
84	44,75
87	44,14
90	42,64
93	43,04
96	43,36
99	43,22
<b>Variações</b>	<b>(%)</b>
81-99	-4,9%
87-90	-3,4%
99-90	1,4%

Fonte: Tabulações especiais das PNAD's.

Com relação à idade, como pode ser visto no gráfico 1, o número médio de horas de trabalho dos grupos etários mais novos (24 a 26 anos) até os grupos etários de 50 anos fica em torno das 44 horas semanais. A partir da faixa etária de 54 a 56 anos, a jornada de trabalho média declina e, para os mais velhos, que estão na faixa de 66 a 68 anos de idade, fica próxima às 40 horas semanais. Ou seja, quando olhamos os dados brutos da série “trianual”, o único destaque é o decréscimo vertiginoso da jornada de trabalho média dos mais velhos, sendo impossível destacar algum outro componente etário da evolução da jornada de trabalho média.

O gráfico 2, por sua vez, mostra a jornada de trabalho média das coortes. As coortes que representam as pessoas que nasceram entre os anos de 1937 e 1939 são as que mais trabalham em média, ocorrendo o oposto para os mais velhos, que nasceram antes da década de 20. A variação da jornada de trabalho média pelos diferentes grupos de coorte está de certa forma refletindo características dos diferentes grupos etários. Como não controlamos ainda para o efeito idade, o fato das gerações mais velhas trabalharem menos contém um forte componente do ciclo de vida. No gráfico 1, anterior, vimos que para os trabalhadores com mais de 60 anos, pertencentes às coortes mais velhas, a carga horária de trabalho semanal é fortemente reduzida.

Em todos os anos analisados, os homens trabalharam mais em média do que as mulheres. Enquanto os trabalhadores do sexo masculino tinham jornada de trabalho superior às 45 horas, as trabalhadoras registraram, somente no ano de 81, jornada de trabalho média pouco superior a de 40 horas semanais, como pode ser visto no gráfico 3 abaixo.

Os gráficos 4 e 5 por idade são bem distintos para os homens e as mulheres. Primeiro, porque os homens trabalham mais do que as mulheres em todos os grupos etários, sendo as diferenças mais significativas nos extremos superiores (57 anos para cima). Segundo, porque a evolução da jornada de trabalho média pelos grupos etários é em forma de U invertido para os homens, ou seja, a jornada de trabalho é mais baixa para os grupos etários extremos, sobretudo para os mais velhos. No caso das mulheres, as jovens são as que cumprem uma carga horária média mais elevada, embora não ultrapasse a jornada de 40 horas semanais. O efeito ciclo de vida das mulheres não segue o padrão U invertido.

Uma das principais diferenças entre os homens e as mulheres é o crescimento da jornada média masculina até o final dos quarenta anos, ao passo que o número médio de horas de trabalho feminino decresce da primeira (24-26 anos) para a segunda faixa etária (27-29 anos) para depois seguir uma trajetória de estabilidade e queda. Este comportamento está, provavelmente, relacionado à função reprodutiva das mulheres. As duas primeiras faixas etárias, sobretudo a segunda, representam, no ciclo de vida das mulheres, o momento de construção da família, surtindo efeitos sobre a sua disponibilidade para inserção no mercado de trabalho.

Os gráficos 6 e 7 mostram a variação da jornada de trabalho média pelas coortes segundo o sexo. As coortes mais novas de mulheres trabalham relativamente mais que as coortes mais velhas, o que pode estar relacionado à emancipação da mulher. Esse fenômeno influencia de forma mais intensa as coortes mais jovens, ou seja, aquelas que devem ter entrado no mercado de trabalho a partir de meados da década de 70 e início dos anos 80. No caso dos homens, a evolução da jornada de trabalho média também se assemelha muito ao verificado para os grupos etários.

Os gráficos 8 e 9 agregam informação sobre o efeito coorte, idade e período. Cada linha do gráfico representa uma coorte e sua evolução ao longo dos anos ou dos grupos etários. A idéia subjacente à construção desses gráficos é de que um grupo de trabalhadores que nasceu no período 1943-1945, em 1981 tinha de 36 a 38 anos de idade, logo a linha no gráfico desta coorte começa nesta faixa etária. No próximo ano analisado (1984), esse “mesmo” grupo de trabalhadores pertencerá ao grupo etário seguinte (39 a 41 anos de idade), e assim sucessivamente.

Analisando os gráficos, em primeiro lugar, verificamos que, em todas as coortes, ao longo de todo ciclo de vida, as mulheres trabalham sistematicamente, em média, menos

do que os homens (abaixo das 40 horas semanais). Ademais, para ambos os sexos, as coortes mais velhas possuem uma inclinação negativa mais acentuada, ou seja, a redução do número de horas de trabalho é maior à medida que se avança no ciclo de vida.

No caso dos homens, a inserção no mercado de trabalho para as coortes de trabalhadores ocupados que nasceram antes e no triênio 1949-1951 ocorria em jornadas de trabalho superiores ao do resto da vida profissional no ano de 1981. Ou seja, há um efeito período, pois no ano de 1981, a jornada de trabalho média é superior, mas também pode estar ocorrendo um efeito coorte. Para um mesmo grupo etário, as gerações mais velhas possuem, em média, mais horas de trabalho.

Para as coortes masculinas mais jovens, contudo, esse efeito de “entrada” no mercado de trabalho não é tão claro, dado o menor número de pontos no gráfico para essas coortes. Por exemplo, os trabalhadores ocupados que nasceram no triênio 1964-1966, no ano de 1990, quando tinham de 24 a 26 anos de idade, trabalhavam em média 45 horas semanais. Em 1999, essa mesma coorte já apresentava jornadas mais extensas, possivelmente, porque se encontravam no pico da atividade produtiva.

No caso das mulheres, as coortes mais recentes, integradas por indivíduos mais jovens, apresentam o maior número de horas trabalhadas. Esse resultado confirma o aumento da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro nas três últimas décadas.

Quando analisamos a desagregação pelos grupos educacionais, notamos que as diferenças com relação à jornada de trabalho dos mais e menos escolarizados estão sendo atenuadas, conforme pode ser visto na tabela II.3 abaixo. Os menos escolarizados (0 a 4 anos de estudo) e os que têm educação mediana (5 a 10 anos de estudo) trabalham mais que os mais escolarizados (11 anos e mais) em todos os anos. Comparando 1981 com 1999, para os dois primeiros grupos ocorre redução da jornada de trabalho média (de 6,9% e 5,5%, respectivamente), ocorrendo o contrário para o último grupo (aumento de 1,4%).

**Tabela II.3 – Jornada de Trabalho Média Semanal por grupos educacionais Brasil**

<b>Ano</b>	<b>ED1</b>	<b>ED2</b>	<b>ED3</b>
81	47,34	47,14	40,68
84	47,01	46,57	40,23
87	46,05	46,01	40,11
90	44,49	44,22	39,49
93	44,18	44,54	40,33
96	44,38	44,76	41,19
99	44,08	44,55	41,25
Variação			
81-99	-6,9%	-5,5%	1,4%

Fonte: Tabulações especiais das PNAD's.

De acordo com o gráfico 10, em todas as coortes, com exceção da coorte 1915-17, os menos escolarizados trabalham ao redor do nível de 45 horas por semana. A jornada de trabalho média por coorte do grupo educacional intermediário aproxima-se dos menos escolarizados, embora as coortes mais velhas trabalhem, em média, menos horas. Para o grupo de trabalhadores mais escolarizados, a jornada de trabalho média cai à medida que as coortes tornam-se mais velhas. Esse decréscimo, no entanto, é mais suave que o apresentado pelos demais grupos educacionais.

No tocante à idade, conforme o gráfico 11, em todos os grupos etários os mais escolarizados trabalham menos, em média. Por sua vez, a análise da interação entre escolaridade e idade nos mostra que para os grupos de menor nível educacional, a jornada de trabalho média começa a cair a partir dos 45/47 anos, ao passo que para os mais escolarizados, isso ocorre somente a partir dos 50 anos de idade. Possivelmente, isso reflete diferentes desgastes de saúde relacionados à natureza diferenciada dos trabalhos nos dois grupos.

Comparando os três grupos educacionais, verificamos que o decréscimo da jornada de trabalho média das coortes mais velhas é mais acentuado para os menos escolarizados. Possivelmente, porque foi uma geração que trabalhou muito ao longo da vida e, portanto, tem mais chances de ter uma expectativa de vida menor, e, segundo, porque é uma geração que pouco se educou, perdendo espaço no mercado de trabalho para gerações mais novas. A experiência no mercado de trabalho para as gerações mais velhas e menos escolarizadas não está contribuindo para sua inserção. Para os trabalhadores que nasceram em períodos mais recentes da nossa amostra, podemos

visualizar uma redução da jornada média de trabalho. Esses trabalhadores que estão entrando no mercado de trabalho tendem a trabalhar menos horas principalmente para os dois primeiros grupos educacionais. Para os trabalhadores mais escolarizados, o comportamento é inverso: as coortes mais recentes estão entrando no mercado de trabalho com uma jornada de trabalho média maior que as coortes mais velhas.

### III. Metodologia

A análise gráfica da seção anterior sugere a presença significativa de efeitos idade, período e coorte na evolução da jornada de trabalho no Brasil, além das esperadas diferenças de comportamento por gênero e escolaridade. No entanto, a colinearidade perfeita entre as variáveis *dummy* de idade, período e coorte impossibilita a sua identificação em um modelo econométrico. A não ser que sejam adotadas hipóteses adicionais de normalização e exclusão, é impossível desmembrar as contribuições de cada uma dessas características. Nesta seção, apresentamos um breve resumo da literatura sobre identificação em modelos idade-período-coorte e discutimos a especificação utilizada neste trabalho para lidar com o problema.

WILMOTH (1998) e MASON E FIENBERG (1985) discutem os principais métodos de identificação utilizados em modelos idade-período-coorte na área de demografia e em outras ciências sociais. Em economia, os trabalhos mais influentes talvez sejam os de HECKMAN E ROBB (1985) e DEATON (1997). Em geral, podem se classificar os diversos métodos de se lidar com o problema de identificação em três tipos (ver MCKENZIE, 2002).

Um primeiro enfoque é substituir um ou mais dos conjuntos de variáveis *dummy* de idade, período e coorte por medidas diretas do que se pretende representar. Os artigos nessa linha argumentam que os efeitos idade, período e coorte são, na verdade, variáveis *proxy* para fenômenos não-observáveis. Desta forma, os três conjuntos de variáveis *dummy* seriam apenas indicadores dos reais efeitos que se gostaria de medir. Por exemplo, em vez de variáveis *dummy* de idade, seria preferível ter medidas diretas da experiência profissional ou do estágio no processo biológico de envelhecimento de cada indivíduo. Da mesma forma, se o que se deseja mensurar com as variáveis *dummy* de tempo são os efeitos de curto prazo sobre a variável dependente das condições do ciclo econômico, seria melhor usar variáveis macroeconômicas que meçam diretamente o ciclo econômico, como a taxa de desemprego ou a taxa de crescimento dessa economia.

Finalmente, o efeito coorte poderia ser representado diretamente pelo tamanho de cada coorte, pelo ano de entrada no mercado de trabalho ou pelo grau de escolaridade de cada coorte, de acordo com o efeito esperado das diferentes gerações sobre a variável dependente a ser estudada.

Assim, o recurso à mensuração direta dos conceitos explicativos por trás de cada conjunto de variáveis *dummy* resolve o problema de parâmetros não estimáveis, uma vez que não há razão para supor que as medidas diretas sejam linearmente dependentes entre si. Ao substituir uma ou mais das variáveis de idade, período e coorte por uma medida direta, todos os parâmetros do modelo passam a ser estimáveis. Para exemplos de artigos que utilizam medidas diretas para estimar modelos idade-período-coorte, ver HECKMAN E ROBB (1985), LEME E WAJNMAN (1999), OLIVEIRA (2002) e RIOS-NETO E OLIVEIRA (1999).

O segundo enfoque consiste em impor uma ou mais restrições lineares sobre os coeficientes do modelo. MASON ET AL. (1973), por exemplo, mostram que a hipótese de igualdade entre os coeficientes de duas coortes é suficiente para identificar o modelo. Obviamente, tal enfoque é justificado apenas se existem razões *a priori* para se supor que os coeficientes de duas coortes (ou dois grupos de idades ou dois períodos) sejam iguais.<sup>7</sup> Outros exemplos de restrições lineares são omitir uma das categorias de uma das variáveis ou mesmo supor que todas as categorias de uma mesma variável sejam iguais, o que equivaleria a supor que o efeito dessa variável fosse totalmente eliminado do modelo (ver OLIVEIRA, 2002). CARD E LEMIEUX (2001), por exemplo, estimam diferenciais de salários entre qualificados e não-qualificados para os Estados Unidos, Canadá e o Reino Unido com base em modelos idade-período-coorte, impondo seqüencialmente restrições lineares sobre as *dummies* de coorte: omissão de todas, omissão de algumas e igualdade do coeficiente de algumas.

DEATON (1997) propõe um outro tipo de restrições lineares que consiste em retirar a tendência linear dos efeitos período e normalizá-los de forma a somar zero. Nesse caso, os impactos de maior persistência na variável dependente seriam totalmente atribuíveis aos efeitos idade e coorte. Esse método proposto tem sido bastante utilizado na literatura econômica (ver, por exemplo, DEATON E PAXSON, 1993 e 1994, e FIRPO, 1999).

---

<sup>7</sup> Um exemplo clássico na literatura de demografia é o artigo de MASON E FIENBERG (1979) que supõem a igualdade dos efeitos idade para todos os indivíduos com mais de 30 anos em um estudo dos

O terceiro enfoque de métodos de identificação propõe substituir um ou mais dos três conjuntos de variáveis *dummy* (de idade, período e coorte) por polinômios de pequena ordem. Essa substituição, no entanto, é feita geralmente de forma *ad-hoc*. Havendo dados em quantidade suficiente, alguns autores argumentam que seria preferível utilizar os conjuntos de variáveis *dummy* e impor outros métodos de identificação (ver MCKENZIE, 2002). Como exemplos dessa abordagem, ver ATTANAZIO E JAPPELLI (2001), GOSLING ET AL. (1997), JAPPELLI (1999) e MENEZES-FILHO ET AL. (1999).

No caso do presente trabalho, optamos por usar o primeiro enfoque descrito acima, o de substituir as variáveis *dummy* por medidas diretas. Como argumentamos na introdução, o efeito período que procuramos captar se refere, principalmente, aos impactos do ciclo econômico. Desta forma, substituímos as *dummies* de ano pela variável de renda familiar *per capita* (ver tabela III.1 abaixo). Tal procedimento implica em atribuir aos efeitos idade e coorte todas as variações mais permanentes no número de horas trabalhadas que não são explicados pelas demais variáveis de controle.

A variável de renda familiar *per capita* apresenta uma vantagem com relação às demais medidas de período, porque integra o banco de dados utilizado em nossa estimação. Ademais, trata-se de um bom indicador do funcionamento do mercado de trabalho nos anos selecionados e retrata de forma adequada a situação de bem-estar das famílias.

**Tabela III.1: Renda Familiar Per Capita dos Trabalhadores Ocupados (24-68, coortes 10 a 18)**

Anos	Rfpc	Anos	Rfpc
1981	355.02	1993	304.60
1984	294.65	1996	374.21
1987	371.60	1999	351.84
1990	359.21		

Fonte: PNAD's.

Nota: os valores estão a preços de set/99, segundo o INPC

O modelo foi estimado com os dados individuais das PNADs, controlando pelas seguintes características: ramo de atividade, grupo educacional, região de moradia, sexo, posição na família e posição na ocupação. Criamos variáveis *dummy* para as coortes<sup>8</sup> 1955-1957 e 1931-1933 e para os quinze grupos etários. Como os grupos etários mais

---

determinantes do número de anos de estudo. Nesse caso, a hipótese faz sentido, uma vez que os indivíduos tendem a se educar até uma determinada idade.

velhos – 63 a 65 e 66 a 68 – possuíam poucas informações, resolvemos agrupá-los em um único conjunto. Controlamos também para o efeito da mudança constitucional, criando uma variável *dummy* de quebra estrutural, que considera como referência o período anterior a 1988 (Constituição).

O modelo estimado é o seguinte:

$$\ln(h_{it}) = \alpha + \beta_1 \text{sexo}_{it} + \beta_2 \text{Constituição}_t + \beta_3 \text{renda familiar per capita}_t + \gamma_1 \text{coorte}_{it} + \gamma_2 \text{grupo etário}_{it} + \gamma_3 \text{grupo educacional}_{it} + \gamma_4 \text{região}_{it} + \gamma_5 \text{setor}_{it} + \gamma_6 \text{posição na família}_{it} + \gamma_7 \cdot \text{posição na ocupação}_{it} + u_{it}$$

As variáveis omitidas são: ser mulher, ser ocupado na indústria, pertencer à coorte 1931-1933, ter entre 63 e 68 anos, integrar o primeiro grupo educacional (0 a 4 anos de estudos), morar na região Sudeste, ser filho e outros, e estar como empregado sem carteira assinada.

#### IV. Resultados

Os resultados da estimação do modelo são apresentados na tabela IV.1. Quase todos os coeficientes são significativos a 10%, com exceção das coortes mais velhas e do grupo etário de 60 a 62 anos

A tabela IV.1 e o gráfico 12 mostram que há um efeito coorte significativo para as coortes mais jovens. As duas coortes mais jovens, dos indivíduos nascidos em 1955-57 e 1958-60, por exemplo, trabalham 2,0% a mais do que a coorte omitida (nascida entre 1931 e 1933), quando se controla para as outras variáveis do modelo.<sup>9</sup> Tal efeito vai se reduzindo gradualmente para as coortes mais velhas, não sendo mais significativamente diferente de zero para as coortes que nasceram em 1943-45 e em 1934-1939.

Os coeficientes das variáveis *dummy* de idade confirmam o observado na análise gráfica: as horas trabalhadas individuais tendem a se reduzir com a idade do ocupado, de forma mais significativa após uma certa idade (45-47 anos). Entre 24 e 44 anos, o efeito

---

<sup>8</sup> Como em algumas coortes não existiam informações para todos os anos, restringimos o universo para estimarmos os efeitos idade, período e coorte. O conjunto de dados utilizado no processo de estimação é formado pelas coortes que aparecem em todos os anos analisados.

<sup>9</sup> Em regressões semi-logarítmicas, para calcularmos o acréscimo na variável dependente em termos percentuais quando a variável explicativa assume valor 1, efetuamos o seguinte cálculo:  $[\exp(\beta)-1] \times 100$ . (ver GUJARATI, 1995, p.525).



da idade não varia muito, observando-se uma carga de 12,1% a 13,8% maior do que a jornada de trabalho do grupo etário omitido (entre 63 e 68 anos). A partir dos 45 anos, a carga de trabalho vai se reduzindo de forma mais significativa, sendo que o grupo etário de 60 a 62 anos já não tem uma jornada significativamente maior do que a do grupo etário omitido (ver gráfico 13).

A medida direta do efeito período, a renda familiar per capita, tem efeito significativo e negativo sobre as horas trabalhadas. Um aumento de 1% na renda familiar per capita do país em um determinado ano tende a reduzir em 2,2% a jornada de trabalho dos indivíduos ocupados no Brasil.

Como discutido nas seções anteriores, a inclusão de uma variável *dummy* de quebra estrutural em nosso modelo busca identificar em que medida a mudança na jornada de trabalho legal ocorrida com a promulgação da Constituição de 1988 afeta a extensão da jornada média de trabalho dos trabalhadores ocupados. Os resultados mostram que as horas individuais trabalhadas se reduzem em 2,8% no Brasil após 1988, o que interpretamos como um efeito da Constituição, entre outras mudanças estruturais ocorridas no período.

Os coeficientes estimados das variáveis binárias por grupo educacional mostram que os mais educados trabalham bem menos que os menos educados.<sup>10</sup> Os indivíduos com 11 anos ou mais de estudo trabalham 10% a mais do que o grupo omitido (com até 4 anos de escolaridade), controlando-se para as demais variáveis do modelo. Esses resultados reforçam a idéia de que os trabalhadores mais educados conseguem praticar uma jornada menor dado que seus retornos monetários são mais altos do que os dos menos escolarizados.

Como esperado, os resultados mostram que os homens trabalham 19,7% a mais do que as mulheres, quando se controla para as outras variáveis. Isso está associado ao papel de chefe de domicílio ainda presente na maioria dos lares no Brasil e à participação intermitente da mulher no mercado de trabalho, em virtude de seu processo reprodutivo e do papel que assume no cuidado com crianças e afazeres domésticos. Os coeficientes referentes à posição na família reforçam essa conclusão. Os cônjuges trabalham 10,9% a menos do que o grupo omitido (filhos), enquanto os chefes de família trabalham cerca de 1% a mais.

---

<sup>10</sup> GONZAGA, LEITE E MACHADO (2002) também encontram que os trabalhadores mais educados no Brasil trabalham menos do que os menos educados nos anos de 1992 e 1999.

Os coeficientes estimados para os setores de atividade também são os esperados. Nos setores do comércio e da construção civil, os trabalhadores têm uma carga horária de trabalho superior aos que estão ocupados na indústria. O setor de menor jornada de trabalho é o da administração pública. Esses resultados também corroboram os obtidos por GONZAGA, LEITE E MACHADO (2002) para os anos de 1992 e 1999. É provável que no comércio e na construção civil predominem postos de trabalho mais precários e, portanto, menos sujeitos a regulamentações por meio de acordos coletivos ou mesmo legais. Quanto à administração pública, a natureza da atividade não impõe a necessidade de realização sistemática de horas-extras e há expressivo número de postos de trabalho de jornada de 30 horas semanais.

Os controles por posição na ocupação mostram que são os empregadores os que mais trabalham (17,7% acima dos empregados sem carteira assinada), seguidos pelos empregados com carteira (7,1% acima), empregados sem carteira assinada e pelos trabalhadores por conta-própria (2,6% a menos).

Em todas as regiões, com exceção da Nordeste, as horas trabalhadas individuais estão um pouco acima da região Sudeste. No Nordeste, trabalha-se em média 2,9% a menos do que na região Sudeste, quando se controla para as demais variáveis do modelo.

**Tabela IV.1 – Variável dependente: horas trabalhadas**

Variáveis	Coeficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	P-valor
<b>Sexo</b>				
Homem	0.180	0.003	62.340	0.000
<b>Setores de Atividade</b>				
Construção Civil	0.020	0.002	8.610	0.000
Comércio	0.056	0.003	20.310	0.000
Serviços	-0.003	0.002	-1.650	0.100
Administração Pública	-0.058	0.003	-19.250	0.000
Outros	-0.045	0.004	-11.810	0.000
<b>Coortes</b>				
1955-1957	0.020	0.009	2.260	0.024
1952-1954	0.020	0.008	2.460	0.014
1949-1951	0.014	0.008	1.820	0.069
1946-1948	0.012	0.007	1.670	0.095
1943-1945	0.008	0.007	1.170	<b>0.241</b>
1940-1942	0.010	0.006	1.680	0.094
1937-1939	0.005	0.006	0.880	<b>0.376</b>
1934-1936	0.001	0.006	0.190	<b>0.847</b>
<b>Grupos Etários</b>				
24-26	0.129	0.017	7.430	0.000
27-29	0.122	0.017	7.180	0.000
30-32	0.114	0.017	6.830	0.000
33-35	0.117	0.016	7.270	0.000
36-38	0.120	0.016	7.680	0.000
39-41	0.121	0.015	7.890	0.000
42-44	0.123	0.015	8.170	0.000
45-47	0.116	0.015	7.860	0.000
48-50	0.108	0.014	7.440	0.000
51-53	0.091	0.014	6.280	0.000
54-56	0.073	0.015	4.980	0.000
57-59	0.063	0.015	4.140	0.000
60-62	0.022	0.017	1.270	<b>0.203</b>
<b>Grupos Educacionais</b>				
5 a 10	-0.016	0.002	-7.480	0.000
11 a 18	-0.105	0.002	-48.310	0.000
<b>Regiões</b>				
Norte	0.019	0.003	5.880	0.000
Nordeste	-0.029	0.002	-12.370	0.000
Sul	0.013	0.002	5.750	0.000
Centro Oeste	0.015	0.003	5.540	0.000

Nota: P-valores superiores a 10% em negrito

**Tabela IV.1 – Resultados da Regressão, medida direta: Renda Familiar Per Capita (continuação)**

<b>Renda familiar per capita (log)</b>	-0.022	0.009	-2.390	0.017
<b>Posição na família</b>				
Chefe	0.010	0.003	3.500	0.000
Cônjuge	-0.115	0.004	-30.19	0.000
<b>Efeito Constituição</b>	-0.029	0.003	-8.410	0.000
<b>Posição na Ocupação</b>				
Empregado com carteira	0.069	0.003	27.280	0.000
Autônomo	-0.027	0.003	-7.880	0.000
Empregador	0.163	0.004	39.950	0.000
<b>Constante</b>	3.641	0.056	65.440	0.000
Número de Observações = 264.199				
F(42,264156)= 768.57				
Prob>F=0.0000				
R2=0.1624				
Root MSE=0.3608				

## V. Considerações finais

Esse artigo pretende ser uma contribuição para o estudo da evolução da jornada de trabalho no Brasil entre 1981 e 1999. O modelo econométrico utilizado, baseado na metodologia idade-período-coorte, permite-nos analisar não apenas os efeitos referentes às características individuais e de postos de trabalho, mas também identificar eventuais padrões de evolução da jornada de trabalho através das gerações e ao longo do ciclo de vida.

Os resultados mostram que as coortes mais novas tendem a alocar mais tempo para o trabalho e que ocorre uma redução significativa das horas trabalhadas à medida que o indivíduo envelhece, principalmente após os 45 anos.

O efeito período é modelado por meio de uma medida direta agregada de renda familiar per capita e revela que os trabalhadores brasileiros trabalham mais quando a renda per capita diminui. O coeficiente de uma variável *dummy* que representa a mudança constitucional em 1988 mostra uma redução de 2,8% da jornada de trabalho após a reforma da legislação.

Os resultados por características individuais e de postos de trabalho são os esperados e confirmam evidências reportadas por estudos anteriores. Os homens trabalham 19,7% mais horas do que as mulheres assim como os chefes de famílias. Há uma significativa relação inversa entre horas trabalhadas e nível de escolaridade, o que interpretamos como uma consequência do fato do rendimento-

hora do indivíduo mais educado ser significativamente superior ao do menos educado.

Quanto às características do posto de trabalho, constatamos que a carga horária de trabalho é maior nos setores do comércio e de construção civil e menor na administração pública. Em termos de posição na ocupação, são os empregadores os que possuem maior jornada de trabalho, seguidos pelos empregados com carteira assinada.

## VI. Referências Bibliográficas

ATTANASIO, O. e JAPPELLI, T. (2001). Intertemporal choice and the cross-sectional variance of marginal utility. *Review of Economics and Statistics*, 83(1):13-27.

ALVES, L. F. e ANDRADE, M. V. (2003). Impactos da Saúde nos Rendimentos Individuais no Brasil. *Revista de Economia Aplicada*. São Paulo

CARD, D.; LEMIEUX, T. (2001). Can falling supply explain the rising return to college for younger men? A cohort-based analysis. *The Quarterly Journal of Economics*, 705-745, maio.

DEATON, A. (1997). *The analysis of Household Surveys: A microeconomic approach to development policy*. The John Hopkins University Press: Baltimore.

DEATON, A. e PAXSON, C. (1993). Saving, growth, and aging in Taiwan. *NBER WP* No. 4330.

DEATON, A. e PAXSON, C. (1994). Intertemporal choice and inequality. *Journal of Political Economy*, 102(3): 437-467.

FIENBERG, S.E.; MASON, W.M. (1978). Identification and estimation of age-period-cohort models in the analysis of discrete archival data. Em Karl F. Schuessler (ed) *Sociological Methodology*, São Francisco: Jossey-Bass.

FIRPO, S. (1999). Evolução da desigualdade de renda e consumo entre famílias no Brasil: uma análise de coorte. Dissertação de Mestrado, Departamento de Economia, PUC-Rio.

GONZAGA, G., LEITE, P.G. e MACHADO, D.C. (2002). Quem trabalha muito e quem trabalha pouco no Brasil? Anais do *Encontro Nacional de Economia*, ANPEC, Nova Friburgo.

GONZAGA, G., MENEZES-FILHO, N., CAMARGO, J.M. (2003). Os efeitos da redução da jornada de trabalho de 48 para 44 horas semanais sobre o mercado de trabalho no Brasil. A sair na *Revista Brasileira de Economia*.

GOSLING, A., MACHIN, S. e MEGHIR, C. (1998). The changing distribution of male wages in the UK. *Centre for Economic Performance Discussion Paper*, 271.

GUJARATI, D. (1995). *Basic Econometrics*. McGraw-Hill. Third Edition.

JAPPELLI, T. (1999). The age-wealth profile and the life-cycle hypothesis: a cohort analysis with a time series of cross-sections of Italian households. *Review of Income and Wealth*, 45(1): 57-75.

JESUS, M. e RIBEIRO, E. P. (2002), Oferta de trabalho masculina no Brasil: uma abordagem de ciclo de vida. Anais do *Encontro Nacional de Economia*, ANPEC, Nova Friburgo.

LEME, M.C. e WAJNMAN, S. (1999). Efeitos de Período, Coorte e Ciclo de Vida na Participação Feminina no Mercado de Trabalho Brasileiro. Anais do Encontro Brasileiro de Econometria. SBE.

MACHADO, D.C. (1998). Jornada e Flexibilidade do Mercado de Trabalho: o Caso Brasileiro. Dissertação de Mestrado, IE-UFRJ.

MASON, W. e FIENBERG, S. (1979). Identification and estimation of age-period-cohort models in the analysis of discrete archival data. In: K.F.Schuessler (ed.). *Sociological Methodology*. Jossey-Bass: San Francisco.

MASON, W. e FIENBERG, S. (1985). *Cohort analysis in social research: beyond the identification problem*. Springer-Verlag: New York.

MCKENZIE, D. (2002). Disentangling Age, Cohort and Time Effects in the Additive Model. Mimeo.

MENEZES-FILHO, N., FERNANDES, R. e PICCHETTI, P. (1999), A evolução da distribuição de salários no Brasil: fatos estilizados para as décadas de 80 e 90. Em: R. Henriques (ed.). *Desigualdade e Pobreza no Brasil*. IPEA.

OECD. Working Hours: latest trends and policy initiatives. *Employment Outlook*.

OLIVEIRA, A.M.H.C (2002). Acumulando informações e estudando mudanças ao longo do tempo: análises longitudinais do mercado de trabalho brasileiro . *Tese de Doutorado*. Cedeplar/UFMG.

RIBEIRO, E. P. (2001). Asymmetrical Labor Supply. *Empirical Economics*, 26 (1): 180-197.

RIOS-NETO, E.L.G. e OLIVEIRA, A.M.H.C. (1999). Aplicação de um modelo de idade-período-coorte para a atividade econômica no Brasil metropolitano. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 29(2): 243-71.

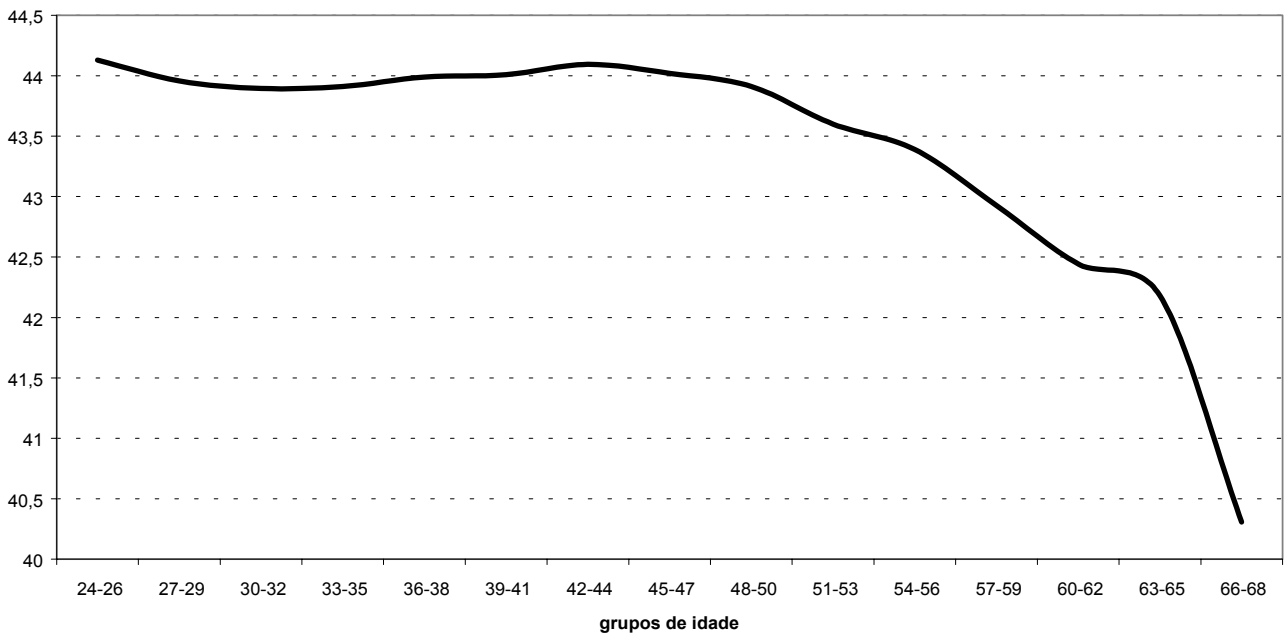
RODGERS, W.L. (1982). Estimable functions of age, period, and cohort effects. *American Sociological Review*, 47(6): 774-87.

RYDER, N.B. (1965). The cohort as a concept in the study of social change. *American Sociological Review*, 30: 843-861.

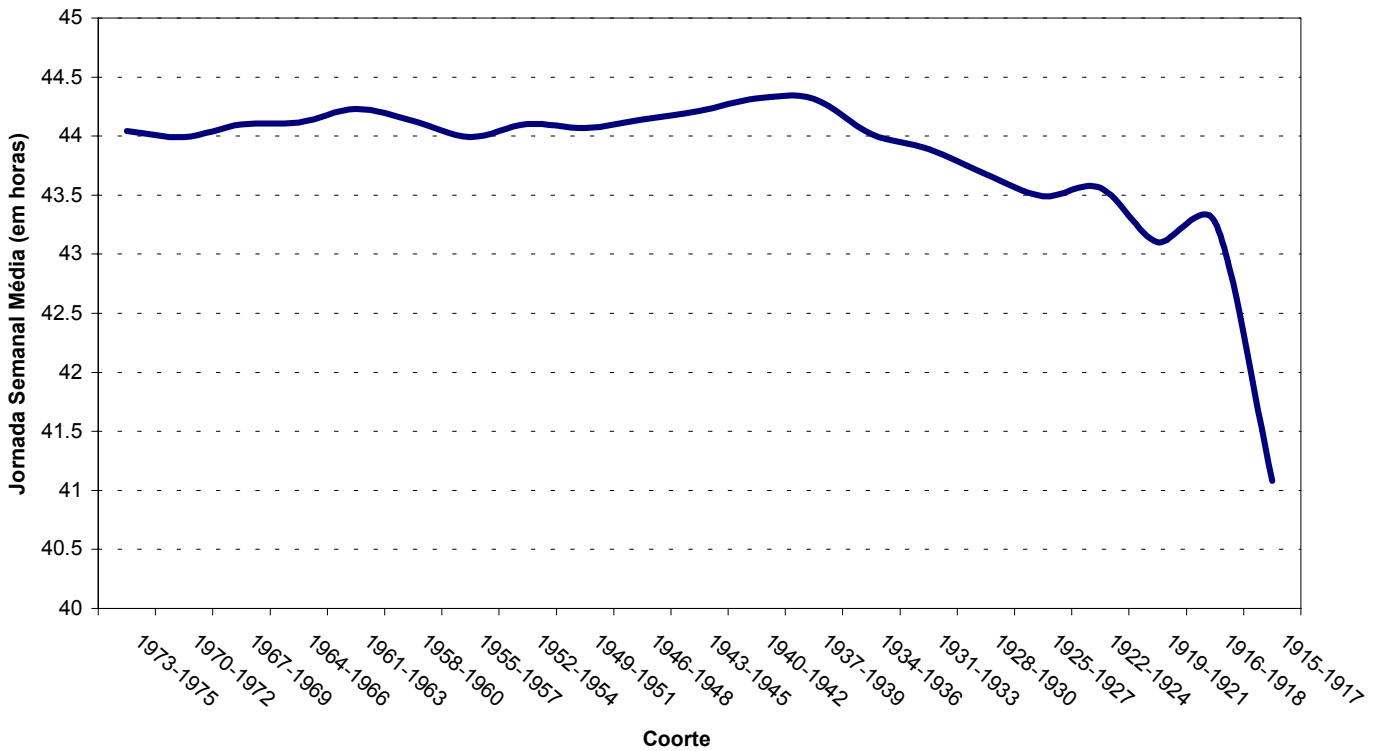
SILVA, I., TERRAZA, M., PRONI, M. e POCHMAN, M. (1999). A jornada de trabalho no Brasil: o debate e as propostas. Em: Posthuma, A.C. (ed.), *Abertura e ajuste do mercado de trabalho no Brasil: políticas para conciliar os desafios de emprego e competitividade*. Brasília: OIT/MTE. São Paulo: Ed.34.

WILMOTH, J. (1998). Age-period-cohort models in demography. Em G. Caselli, J. Vallin e G. Wunsch (eds.). *Demographie : Analyse et Synthèse*.

**Gráfico 1**  
**Jornada de Trabalho Média por Idade**  
**Brasil - 1981/99 (PNAD/IBGE)**

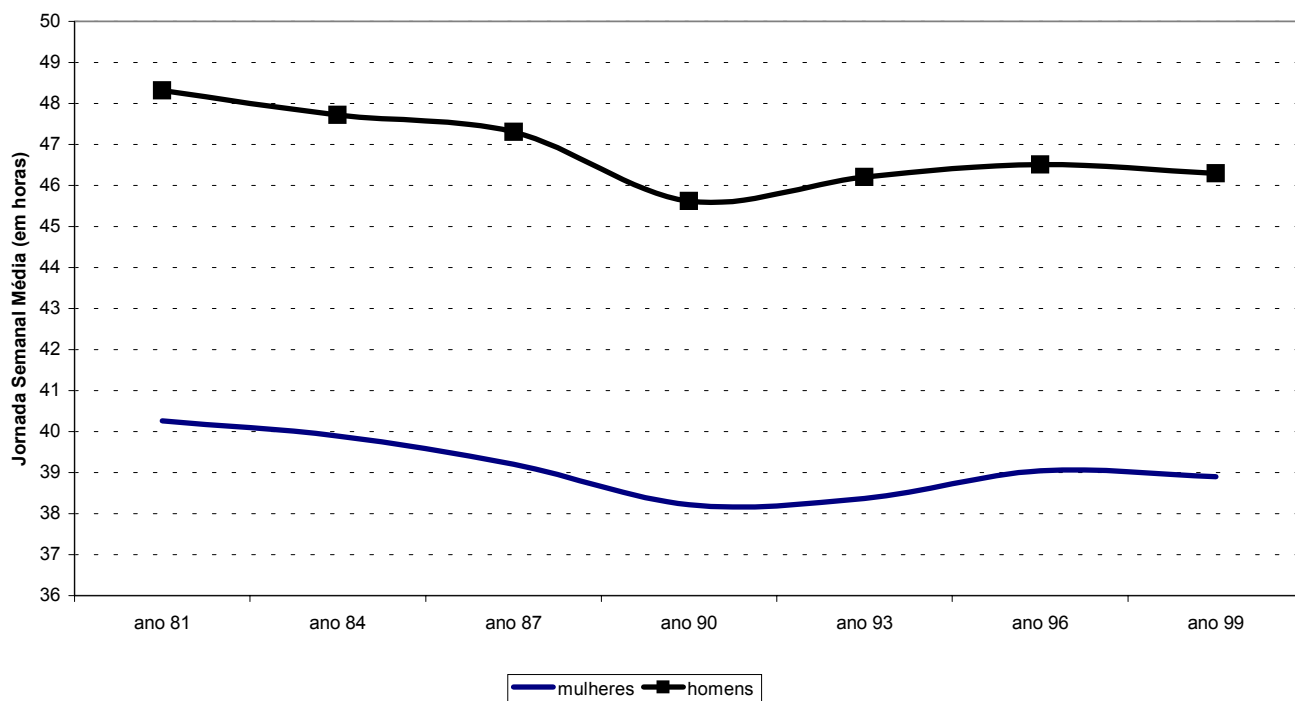


**Gráfico 2**  
**Jornada de Trabalho Média por Coorte**  
**Brasil - 1981/99 (PNAD/IBGE)**

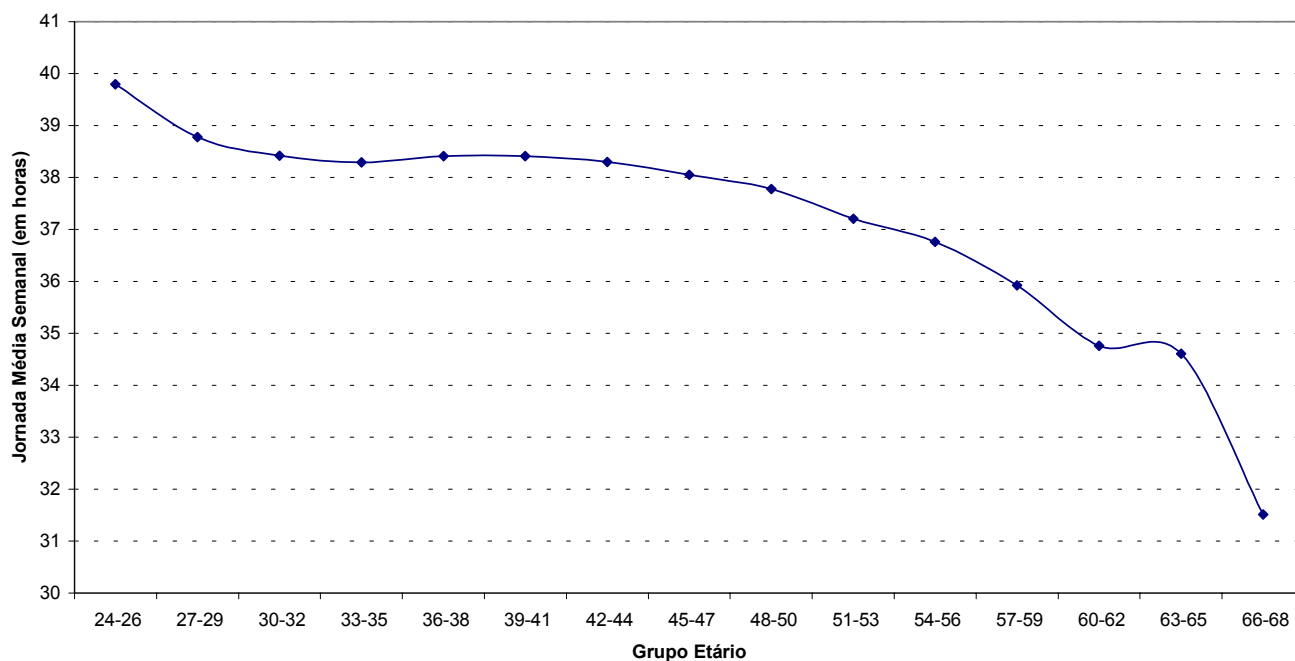




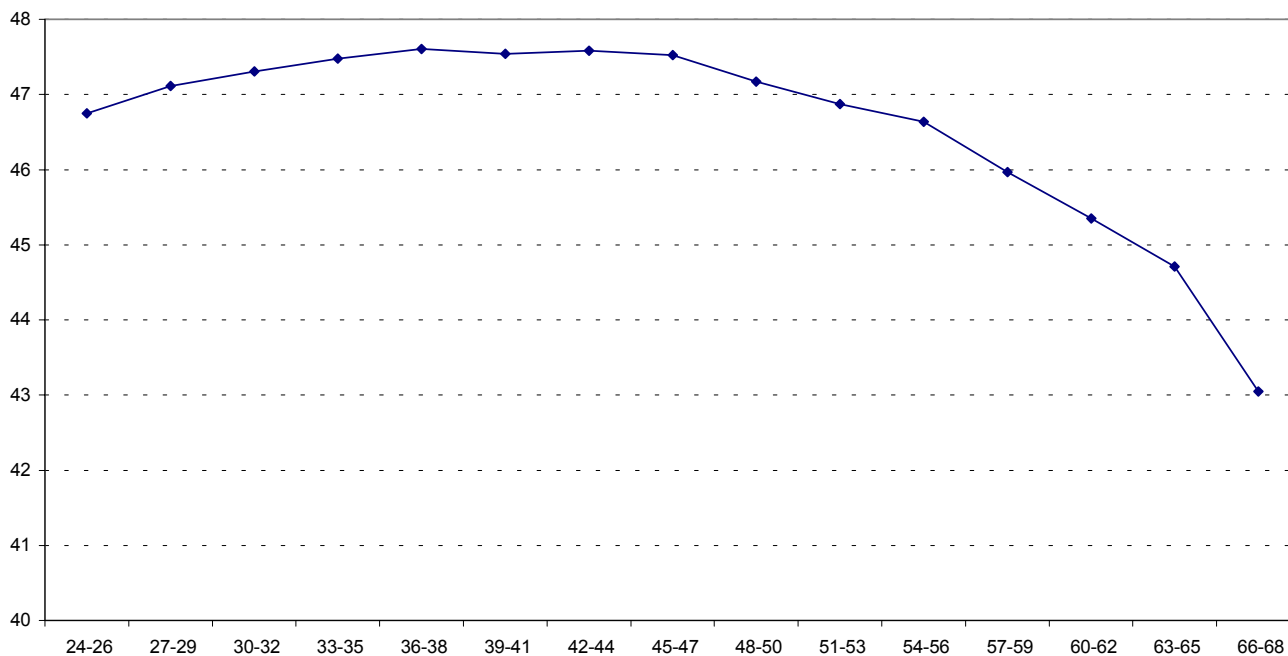
**Gráfico 3**  
**Jornada de Trabalho Média por Ano segundo Sexo**  
 Brasil - 1981/99 (PNAD/IBGE)



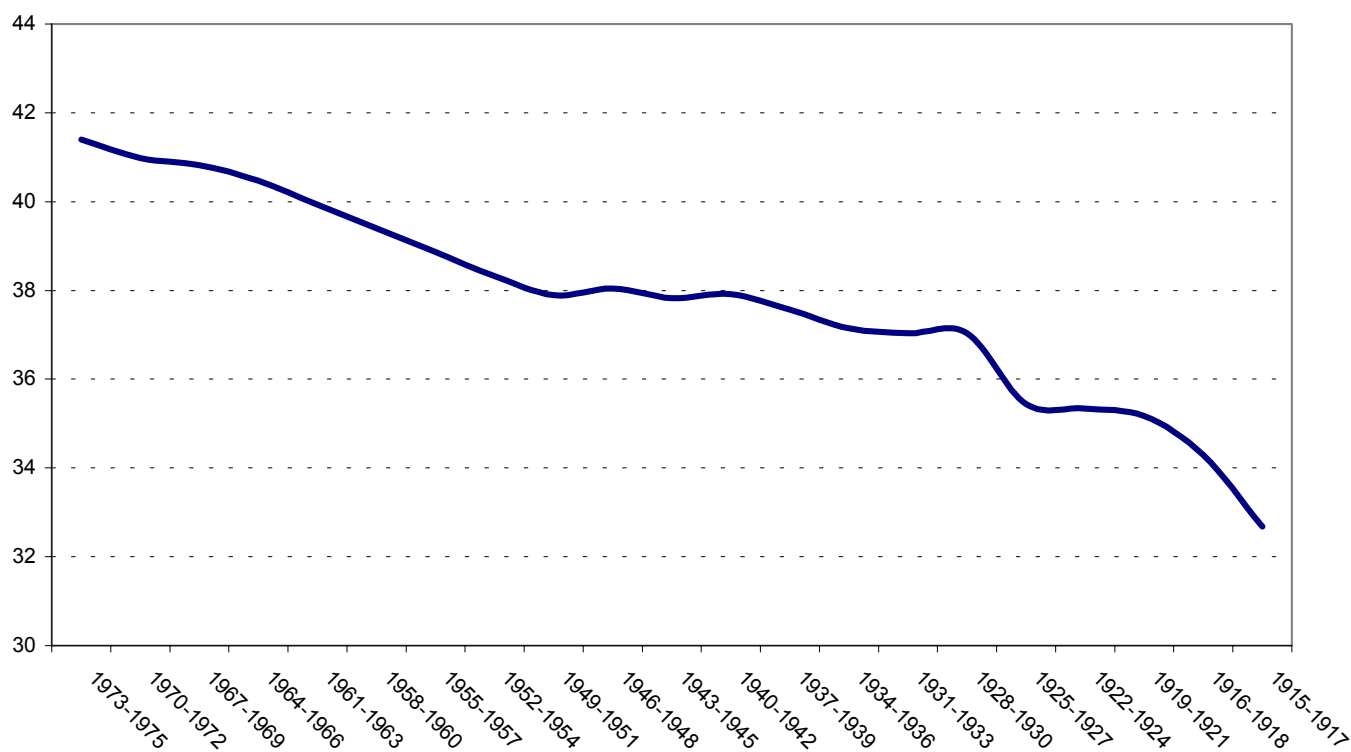
**Gráfico 4**  
**Jornada de Trabalho Média das mulheres por Idade**  
 Brasil - 1981/99 (PNAD/IBGE)



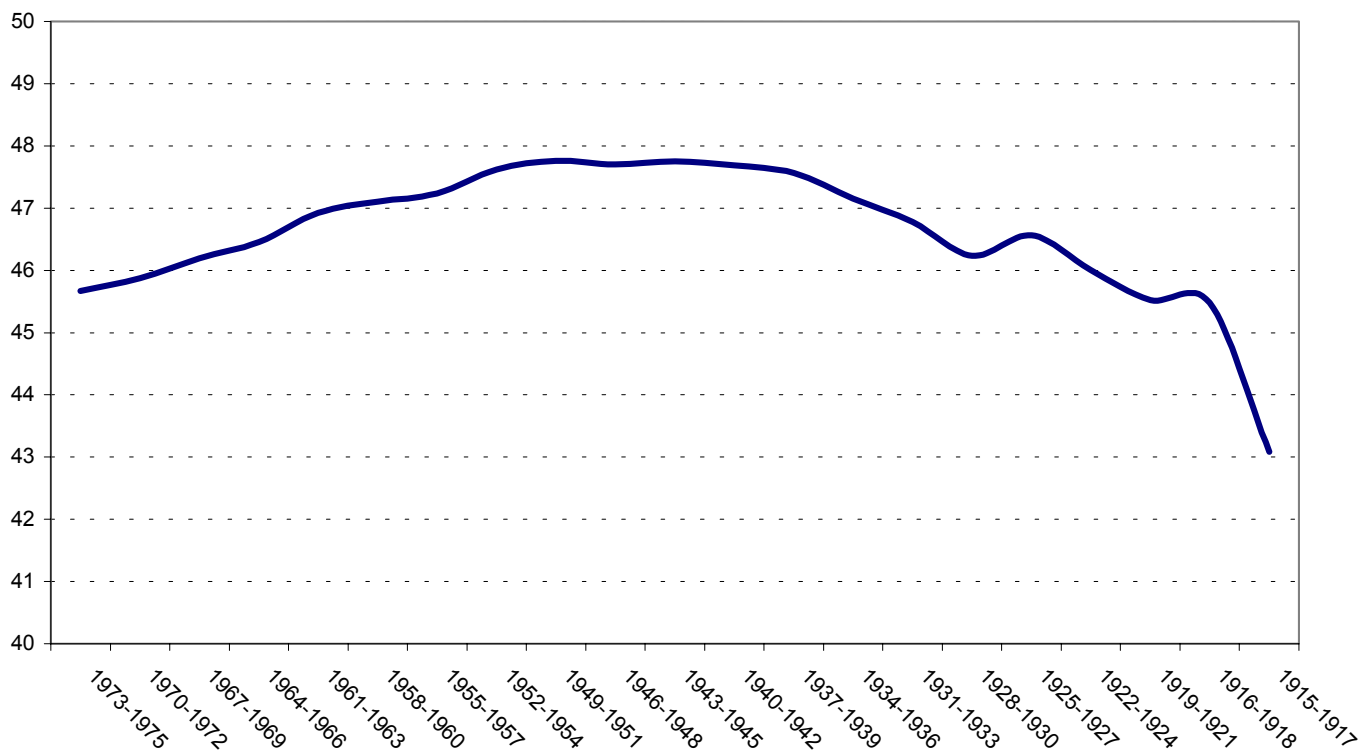
**Gráfico 5**  
**Jornada de Trabalho Média dos homens por Idade**  
**Brasil - 1981/99 (PNAD/IBGE)**



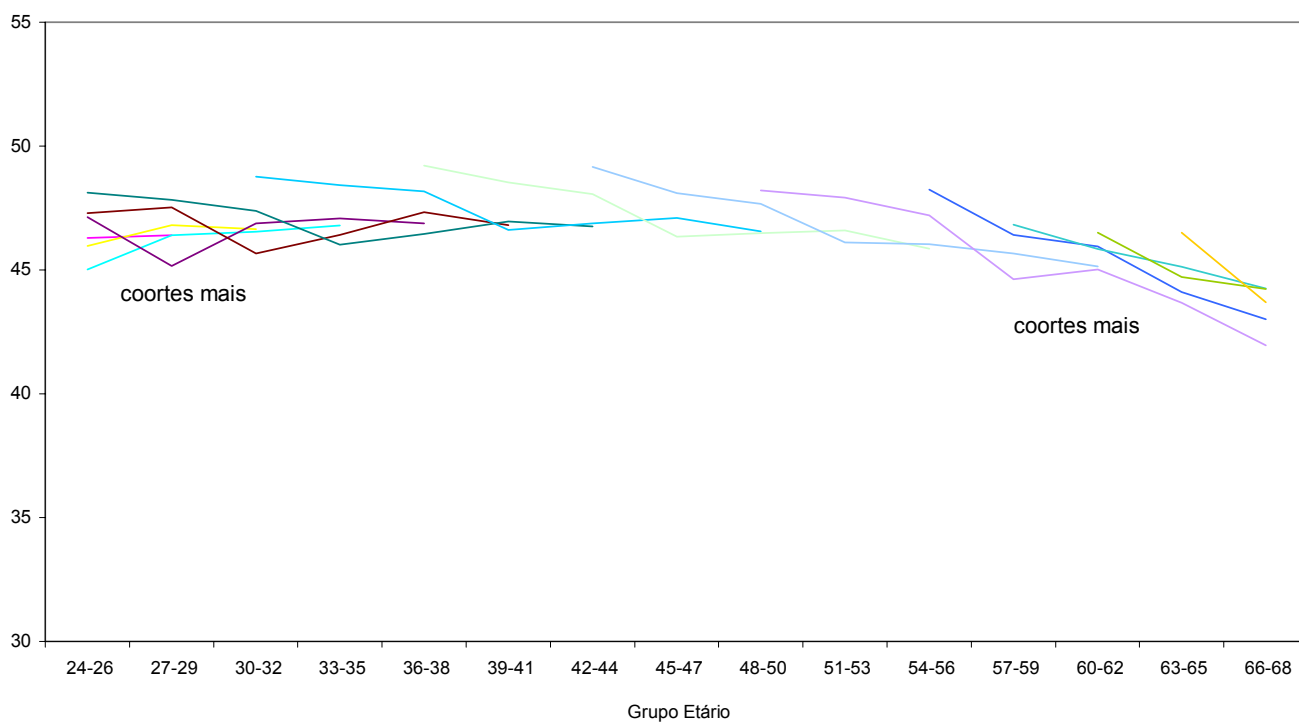
**Gráfico 6**  
**Jornada de Trabalho Média das Mulheres por Coorte**  
**Brasil - 1981/99 (PNAD/IBGE)**



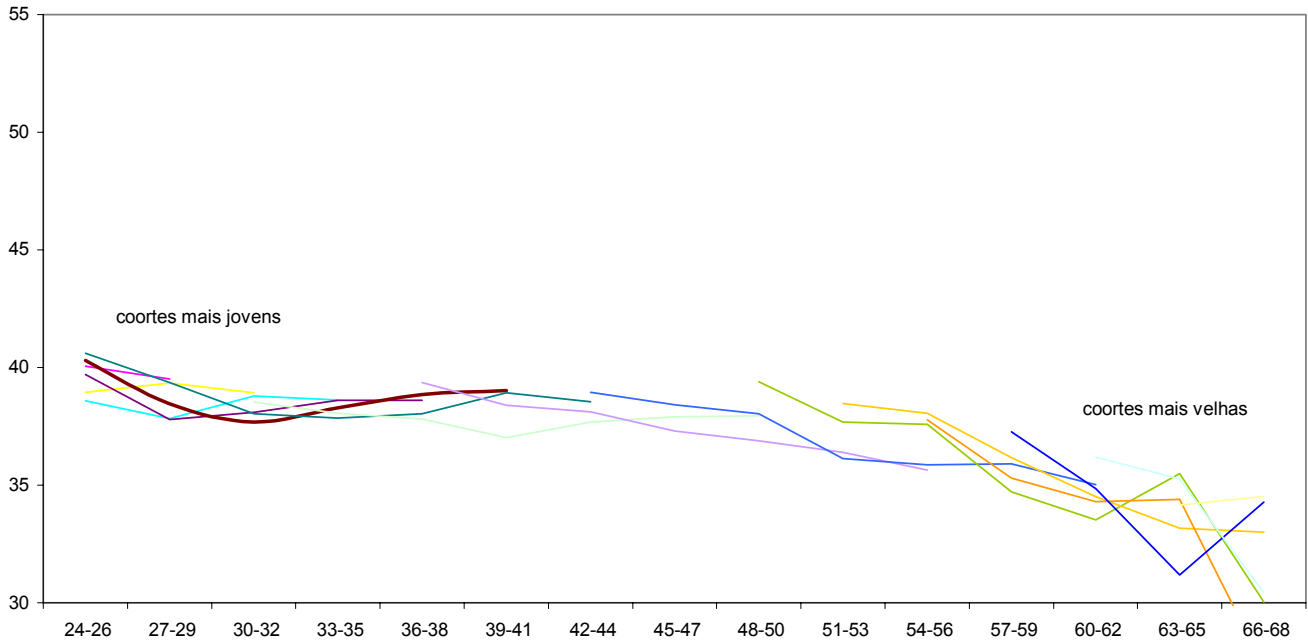
**Gráfico 7**  
**Jornada de Trabalho Média dos Homens por Coorte**  
**Brasil - 1981/99 (PNAD/IBGE)**



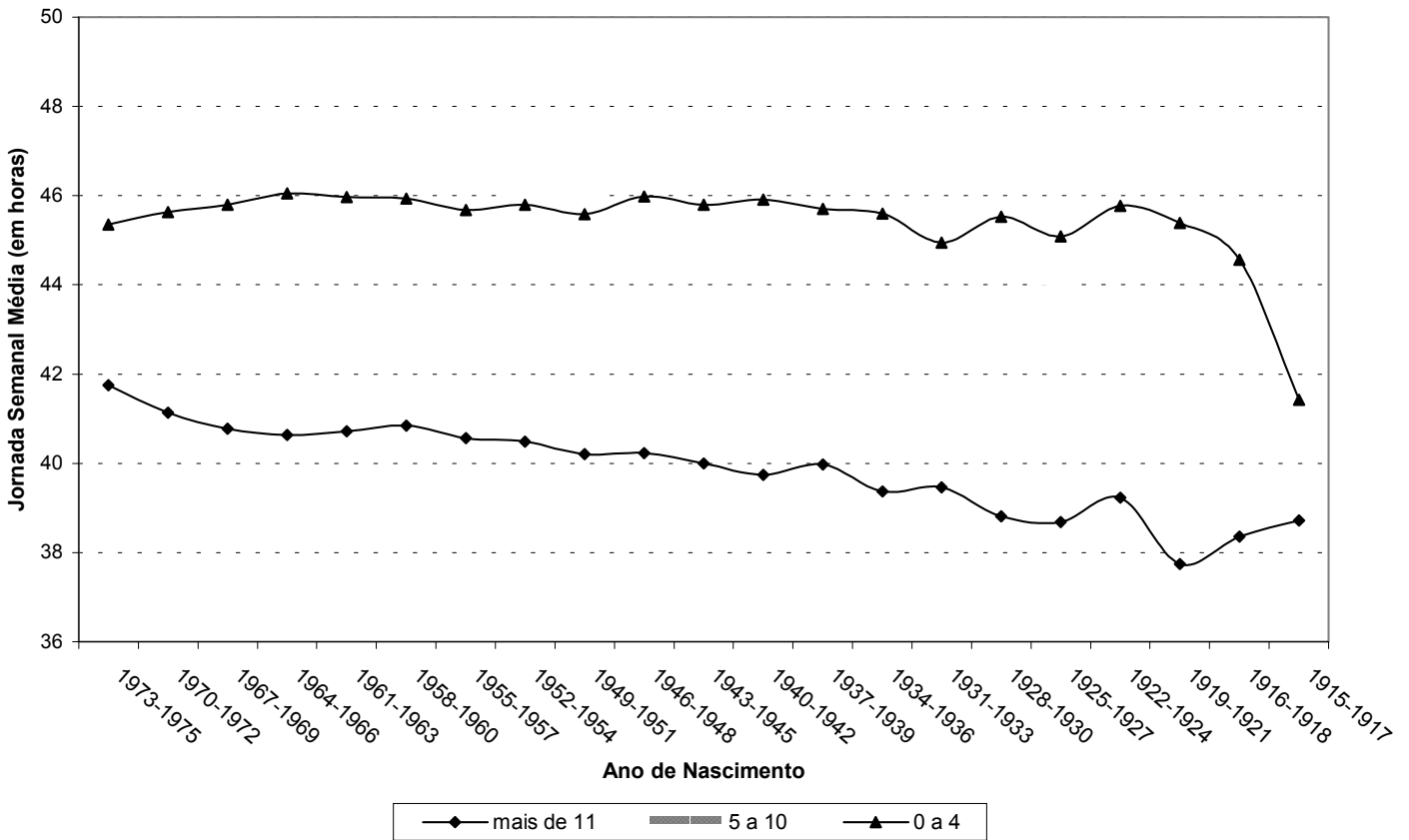
**Gráfico 8: Jornada de trabalho média dos homens por coorte, segundo o grupo etário**  
**Brasil - 1981/1999 (PNAD/IBGE)**



**Gráfico 9: Jornada de trabalho média das mulheres por coorte, segundo o grupo etário**  
**Brasil - 1981/1999 (PNAD/IBGE)**



**Gráfico 10**  
**Jornada de Trabalho Média por Coorte segundo grupos de escolaridade**  
**Brasil 1981/99 - (PNAD/IBGE)**



**Gráfico 11**  
**Jornada de Trabalho Média por Idade, segundo grupos de escolaridade**  
**Brasil - 1981/99 (PNAD/IBGE)**

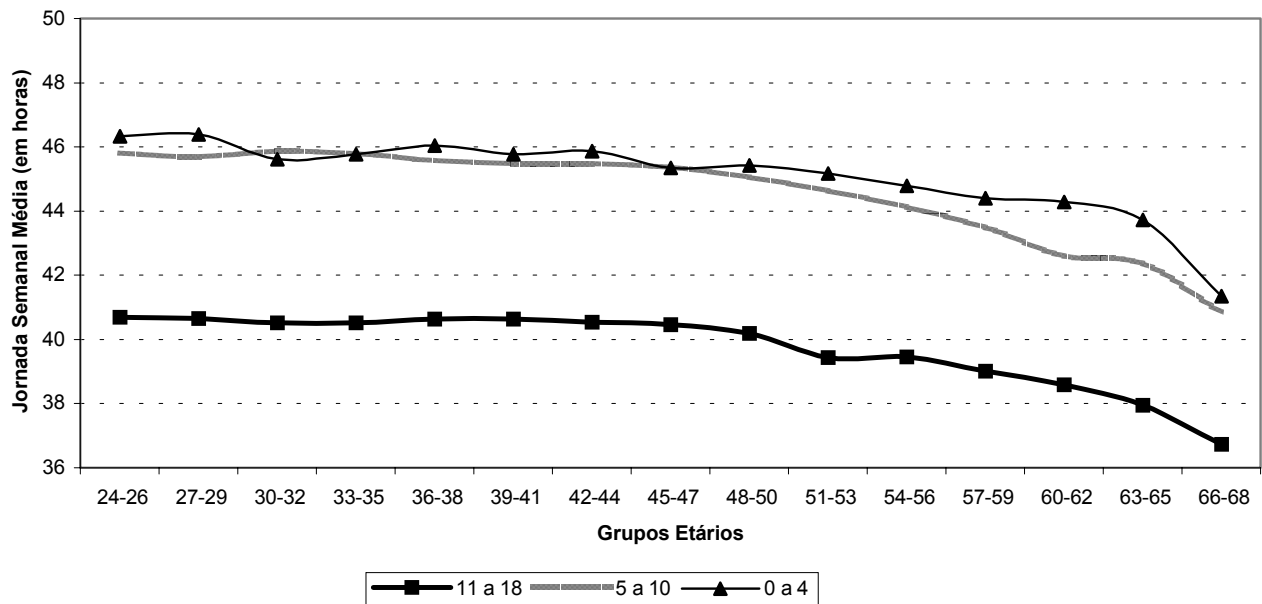


Gráfico 12

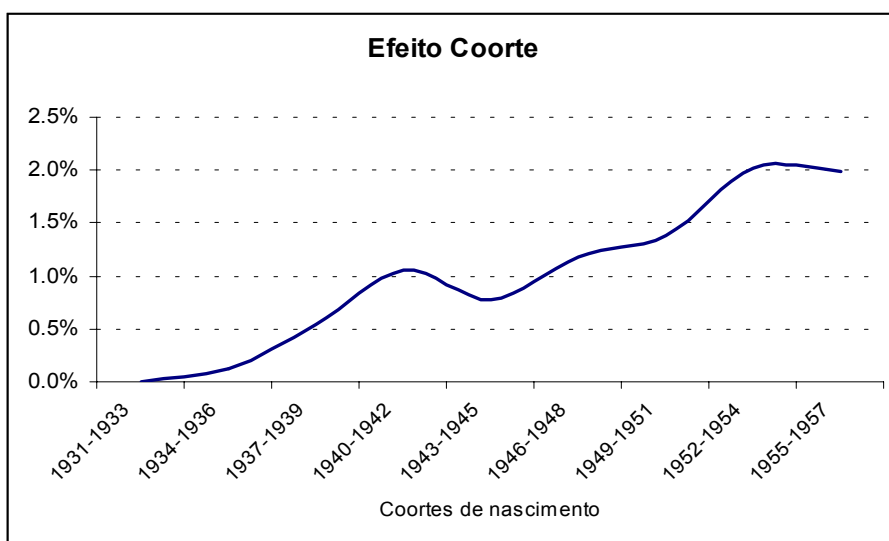
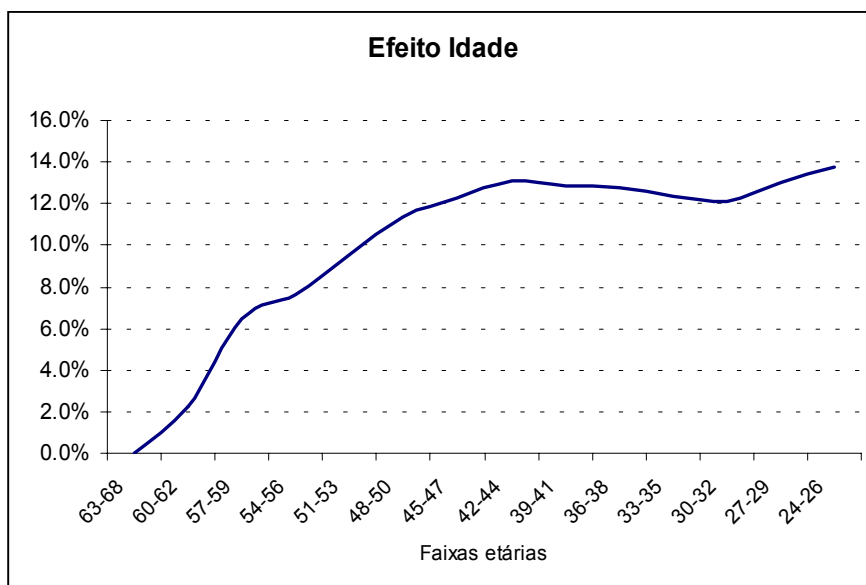


Gráfico 13



## ANEXO I

Tabela A.1: Número de Ocupados por grupos etários, coortes e anos, segundo sexo

<b>Grupos Etários</b>	<b>Mulheres</b>	<b>Homens</b>	<b>Total</b>
66-68	736	2364	3100
63-65	1316	3939	5255
60-62	2130	5624	7754
57-59	3345	7700	11045
54-56	4949	10112	15061
51-53	6635	12955	19590
48-50	8751	16462	25213
45-47	11426	19470	30896
42-44	14151	23489	37640
39-41	16808	26650	43458
36-38	19185	29580	48765
33-35	20945	33046	53991
30-32	21931	35152	57083
27-29	21863	35903	57766
24-26	21706	35972	57678
<b>Total</b>	<b>175877</b>	<b>298418</b>	<b>474295</b>

<b>Coortes</b>	<b>Mulheres</b>	<b>Homens</b>	<b>Total</b>
1973-1975	3016	4312	7328
1970-1972	5849	8670	14519
1967-1969	8976	12920	21896
1964-1966	12775	18515	31290
1961-1963	15043	22256	37299
1958-1960	18929	29123	48052
1955-1957	21446	33892	55338
1952-1954	19197	31518	50715
1949-1951	16492	27579	44071
1946-1948	13370	22873	36243
1943-1945	10570	19064	29634
1940-1942	8804	16741	25545
1937-1939	6533	13570	20103
1934-1936	5064	11097	16161
1931-1933	3615	8587	12202
1928-1930	2676	6947	9623
1925-1927	1741	4558	6299
1922-1924	907	3062	3969
1919-1921	535	1747	2282
1916-1918	240	972	1212
1915-1917	99	415	514
<b>Total</b>	<b>175877</b>	<b>298418</b>	<b>474295</b>

**Tabela A.1: Número de Ocupados por grupos etários, coortes e anos, segundo sexo (continuação)**

<b>Anos</b>	<b>Mulheres</b>	<b>Homens</b>	<b>Total</b>
1981	23802	50521	74323
1984	28096	54844	82940
1987	19602	34797	54399
1990	22922	37239	60161
1993	24273	38315	62588
1996	27011	39750	66761
1999	30171	42952	73123
<b>Total</b>	<b>175877</b>	<b>298418</b>	<b>474295</b>



Departamento de Economia PUC-Rio  
Pontificia Universidade Católica do Rio de Janeiro  
Rua Marques de São Vicente 225 - Rio de Janeiro 22453-900, RJ  
Tel.(21) 31141078 Fax (21) 31141084  
[www.econ.puc-rio.br](http://www.econ.puc-rio.br)  
[flavia@econ.puc-rio.br](mailto:flavia@econ.puc-rio.br)