

Bastos, Estêvão Kopschitz Xavier

Working Paper

Distribuição funcional da renda no Brasil: Estimativas anuais e construção de uma série trimestral

Texto para Discussão, No. 1702

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Bastos, Estêvão Kopschitz Xavier (2012) : Distribuição funcional da renda no Brasil: Estimativas anuais e construção de uma série trimestral, Texto para Discussão, No. 1702, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/90950>

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.

1702

TEXTO PARA DISCUSSÃO

DISTRIBUIÇÃO FUNCIONAL DA RENDA NO BRASIL: ESTIMATIVAS ANUAIS E CONSTRUÇÃO DE UMA SÉRIE TRIMESTRAL

Estêvão Kopschitz Xavier Bastos

DISTRIBUIÇÃO FUNCIONAL DA RENDA NO BRASIL: ESTIMATIVAS ANUAIS E CONSTRUÇÃO DE UMA SÉRIE TRIMESTRAL*

Estêvão Kopschitz Xavier Bastos**

* Agradeço os colegas do Ipea Marcelo Nonnenberg, Christian Vonbum, Danilo Coelho, José Ronaldo de Castro Souza Júnior e Paulo Levy pela leitura e pelos comentários a versões preliminares. Outros agradecimentos estão em notas ao longo do texto. As deficiências são de responsabilidade do autor.

** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Macroeconômicos (Dimac) do Ipea.

Governo Federal

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República**

Ministro Wellington Moreira Franco

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Geová Parente Farias

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais, Substituto

Marcos Antonio Macedo Cintra

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

Alexandre de Ávila Gomide

Diretora de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Vanessa Petrelli Corrêa

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Francisco de Assis Costa

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura

Carlos Eduardo Fernandez da Silveira

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete

Fabio de Sá e Silva

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

Daniel Castro

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

ISSN 1415-4765

JEL: E10, O54

SUMÁRIO

RESUMO

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO7

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....9

3 AJUSTES DE GOLLIN (2002) E DADOS DO BRASIL.....25

4 ESTIMATIVAS ANUAIS30

5 CONSTRUÇÃO DA SÉRIE TRIMESTRAL DE 1995 A 2010.....33

6 CONCLUSÃO E DESENVOLVIMENTOS FUTUROS37

REFERÊNCIAS38

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR.....40

RESUMO

Neste trabalho, apresenta-se o cálculo de série trimestral da participação do fator trabalho no produto interno bruto (PIB) brasileiro, além de estimativa anual com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e no PIB trimestral – para os anos em que as contas nacionais anuais ainda não estão disponíveis. O tema da distribuição funcional da renda é abordado por meio de uma breve revisão bibliográfica. Calcula-se a distribuição funcional para o Brasil de mais de uma forma, seguindo Gollin (2002). Observam-se, no Brasil, oscilações nas participações da renda do trabalho e do capital na remuneração total dos fatores de 1970 a 2009, mas a questão é saber se estas oscilações são significativas ou não, do ponto de vista da rejeição, ou não, da hipótese da constância característica da função de Cobb-Douglas. Observa-se que variações na distribuição funcional da renda tanto na direção favorável à renda do trabalho quanto na direção favorável à renda do capital são compatíveis com redução na desigualdade da distribuição pessoal da renda. São listadas, com base na revisão bibliográfica, variáveis que podem influir na distribuição funcional da renda.

ABSTRACTⁱ

In this paper, we present a calculation of a quarterly series of the labor share in the Brazilian GDP, and an annual estimate based on PNAD (National Household Survey) and the quarterly GDP, for the years in which annual national accounts are not yet available. The theme of the functional distribution of income is addressed through a brief literature review. The functional distribution for Brazil is calculated following Gollin (2002) adjustments. Fluctuations in labor and capital shares are observed in Brazil from 1970 to 2009, but the question is whether these fluctuations are significant or not, from the point of view of rejection of the hypothesis of the Cobb-Douglas function, which implies this shares should be constant. It is observed that changes in functional income distribution both in the direction favorable to labor and in the direction favorable to capital are consistent with a reduction in personal income distribution inequality. Based on the literature review, variables that can affect the functional distribution of income are listed.

ⁱ As versões em língua inglesa das sinopses desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea.
The versions in English of this series of this series have not been edited by Ipea's editorial department.

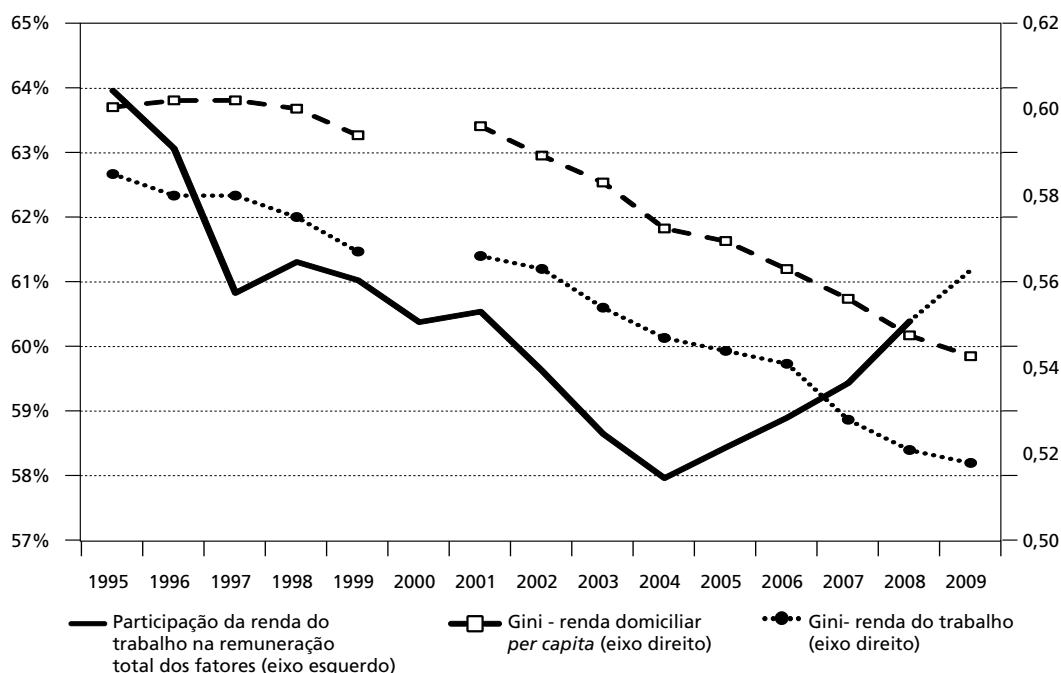
1 INTRODUÇÃO

Neste trabalho, é apresentado um cálculo de uma série trimestral da participação do fator trabalho no produto interno bruto (PIB) brasileiro, além de uma estimativa anual com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e no PIB trimestral (útil enquanto as contas nacionais anuais não são divulgadas). O tema da distribuição funcional da renda, isto é, como o PIB se decompõe entre rendimento do fator trabalho e rendimento do fator capital, é abordado por meio de breve revisão bibliográfica.

A simples divisão da renda nacional entre renda do trabalho e do capital tem suas limitações, como se depreende até da própria classificação das Contas Nacionais, entre Excedente Operacional Bruto, Remuneração dos Empregados e Rendimento Misto (ou de Autônomos), uma vez que os autônomos recebem renda tanto do trabalho quanto do capital. Aliás, todo empregado que tem alguma poupança auferir também renda do capital, individualmente ou em grupo, como é o caso dos empregados de empresas que têm previdência complementar: alguns fundos de pensão estão entre os maiores proprietários de capital no Brasil. E muitos detentores da propriedade do capital também auferem renda do trabalho. Não obstante, o tema desperta interesse, por diversos motivos. Como se observa no gráfico 1, a desigualdade de renda pessoal vem caindo no Brasil, medida pelo coeficiente de Gini.¹ No caso da renda domiciliar *per capita*, que inclui todas as rendas, a queda é contínua desde a passagem de 2001 para 2002. No caso do rendimento do trabalho, a queda é ininterrupta desde 1998 (se a estabilidade entre 1996 e 1997 não for considerada uma interrupção, a queda começou em 1995).

1. Mede o grau de desigualdade na distribuição da renda. Seu valor pode variar teoricamente de 0, quando não há desigualdade – as rendas de todos os indivíduos têm o mesmo valor – até 1, quando a desigualdade é máxima – apenas um indivíduo detém toda a renda da sociedade e a renda de todos os outros indivíduos é nula (Ipeadata). As séries apresentadas no gráfico são de renda domiciliar *per capita*, disponível no Ipeadata, e de renda do trabalho, divulgada pelo IBGE na Síntese dos indicadores da PNAD 2009.

GRÁFICO 1
 Brasil: evolução da distribuição pessoal e funcional da renda (1995-2009)



Fonte: IBGE (2008; 2010), Ipeadata <www.ipeadata.gov.br> e resultados desta pesquisa.

Obs.: Participação da renda do trabalho no PIB – 1995 a 2008: (remuneração dos empregados + rendimento de autônomos)/(remuneração dos empregados + rendimento de autônomos + excedente operacional bruto); SCN. 2009: estimativa própria com base na PNAD e no PIB trimestral. Índices de Gini: com base na renda domiciliar *per capita* (Ipeadata) e na renda do trabalho (IBGE).

Como, porém, simultaneamente, até 2004, observou-se redução da participação da renda do trabalho no PIB, de acordo com as Contas Nacionais (ver gráfico 1),² surgiu o questionamento sobre se a queda da desigualdade medida com base na PNAD estaria aferindo corretamente o fenômeno, já que a propriedade é bastante concentrada no Brasil e a distribuição funcional da renda entre capital e trabalho mostrava um aumento da participação do capital. Em todo caso, o fato, observável no gráfico 1, de que a participação da renda do trabalho no PIB passou a crescer a partir de 2005, enquanto a desigualdade medida pelo índice de Gini com base na PNAD continuou a cair, mostra que a redução da desigualdade da renda pessoal pode ocorrer tanto com queda quanto com aumento da participação da renda do trabalho no PIB. Ao mesmo tempo, suscita o interesse sobre quais os fatores que fazem a distribuição funcional da renda se alterar no tempo.

2. O cálculo da série mostrada no gráfico é detalhado no corpo do trabalho.

Os temas para o qual a distribuição funcional da renda tem relevância são abordados na próxima seção, além da comparação com a distribuição pessoal, seu uso na função de produção e como medida de custo marginal na curva de Phillips novo-keynesiana (CPNK). A terceira seção mostra os dados anuais para o Brasil e três formas de calcular a participação do fator trabalho, baseadas em Gollin (2002). A quarta seção mostra uma forma de estimar a participação do fator trabalho na ausência das contas nacionais anuais, por meio das contas nacionais trimestrais e da PNAD, além da Pesquisa Mensal de Emprego do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (PME/IBGE). A quinta descreve o cálculo de uma série trimestral da participação do fator trabalho para o Brasil, utilizando o método de Denton (1971) e a estimativa anual descrita na seção anterior. A sexta seção conclui e aponta desenvolvimentos futuros.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Há vários motivos para se estudar a participação da renda do fator trabalho na renda nacional. A seguir, são abordados três:

- seu uso na função de produção;
- como medida de custo marginal na curva de Phillips novo-keynesiana (CPNK); e
- na contraposição entre distribuição funcional e pessoal da renda.

Miller (2008) informa que as participações dos fatores na renda são utilizadas para previsões orçamentárias pelo *Congressional Budget Office*, do Congresso dos Estados Unidos, já que as duas fontes de renda estão sujeitas a tratamentos tributários diferentes. Estas previsões se dão com o uso de funções de produção, o que faz esta utilização recair no primeiro caso.

Esses três motivos são discutidos nas próximas três subseções. Em seguida, resume-se Gollin (2002) e Bernanke e Gürkaynak (2001), sobre dados internacionais e variação da participação da renda do trabalho no PIB. Por fim, são listadas as variáveis que podem afetar a distribuição funcional da renda, de acordo com a literatura revista.

2.1 FUNÇÃO DE PRODUÇÃO

Uma formulação bastante comum para a função de produção agregada é a de Cobb-Douglas. Gollin (2002) observa que

como é bem sabido pelos economistas, a forma funcional de Cobb-Douglas implica participações constantes dos fatores na renda; isto é, se todos os fatores de produção recebem como pagamento seus produtos marginais, então a participação na renda de um dado fator é inteiramente determinada pelos parâmetros tecnológicos. As participações dos fatores na renda são independentes de mudanças nos preços de insumos e produtos; para todos os fatores, a demanda tem elasticidade unitária e a elasticidade de substituição entre fatores também é unitária (GOLLIN, 2002, p. 460. Tradução livre).

Para melhor explicar o ponto acima, adota-se uma forma simples da função de produção tipo Cobb-Douglas. Seja a função de produção (todas as variáveis no período t):

$$Y = A K^\alpha L^\beta \tag{1}$$

Sendo $\beta = 1 - \alpha$.

O salário real, isto é, a remuneração real do fator trabalho, é dado por

$$W/P$$

Onde

W: salário nominal; e

P: nível geral de preços.

O produto marginal do trabalho é dado por

$$\partial Y / \partial L = \beta A K^\alpha (L^\beta / L) \tag{2}$$

Se a remuneração real do fator trabalho for igual ao produto marginal do trabalho,

$$1 = \frac{(W / P)}{\beta A K^\alpha (L^\beta / L)} = \frac{WL}{\beta A K^\alpha L^\beta P} = \frac{1}{\beta} \frac{WL}{YP} \tag{3}$$

Pois,

$$A K^\alpha L^\beta = Y. \quad (4)$$

Então,

$$\beta = \frac{WL}{PY} \quad (5)$$

Ou seja, a elasticidade do fator trabalho (β) na função de produção é igual à participação da renda do fator trabalho no produto, $\frac{WL}{PY}$.

Bentolila e Saint-Paul (2003), em artigo cujo objetivo é explicar os movimentos na participação do fator trabalho na renda, apresentam um modelo que segue o seguinte esquema: partindo de uma função de produção flexível, com retornos constantes de escala e progresso técnico que aumenta a produtividade do trabalho (*labor-augmenting*) e admitindo concorrência perfeita nos mercados de fatores e de produto – que fazem com que o salário real em equilíbrio seja igual à produtividade marginal do trabalho – os autores derivam uma relação entre a participação do trabalho e a relação capital-produto, chamada pelos autores de *share-capital schedule* (ou curva SK).

Nessas condições, mudanças em três fatores levarão a mudanças na participação do trabalho *ao longo da curva* (e, portanto, também na relação capital-produto):

1. salário real;
2. acumulação de capital (ou taxa de juros real); e
3. progresso técnico *labor-augmenting*.

Outros fatores causadores de alterações na demanda por trabalho, que não esses três, levarão a *deslocamentos da curva* (mudança na participação do trabalho sem alteração na relação capital-produto), como:

- preços das importações (*imported materials*) e
- progresso técnico que aumenta a produtividade do capital (*capital-augmenting*).

Há ainda um terceiro tipo de fator, que é aquele que leva a economia para *fora da curva* (isto é, um movimento que não se dá nem ao longo da curva nem pelo

deslocamento da curva), ao alterar o hiato entre o custo marginal do trabalho e o salário, como:

- mudanças nos *markups* de preços sobre custos marginais;
- poder de barganha dos sindicatos; e
- custos de ajuste do fator trabalho.

Após apresentarem formalmente o modelo e descreverem sua estimação empírica – os dados utilizados formam um painel de 13 setores em 12 países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), no período 1972-1993 –, os autores relatam que encontraram uma relação significativa entre as duas variáveis-chave, participação do trabalho e razão capital-produto, como indicado pelo modelo. Encontraram evidências de que a participação do trabalho na renda é alterada pela produtividade total dos fatores (TFP) – capturando o progresso tecnológico – e pelo preço real do petróleo (quando se permite que seus efeitos variem entre setores). E também que há significativos desvios deste esquema devidos às mudanças no emprego e – de forma menos clara – nos conflitos trabalhistas que, de acordo com o modelo, devem capturar hiatos entre o produto marginal do trabalho e os salários, advindos, respectivamente, de custos de ajuste do trabalho e do poder de barganha dos trabalhadores sobre o salário.

Miller (2008), ao examinar o papel que as funções de produção têm na estimativa da participação dos fatores na renda, observa que, se os mercados são competitivos e os retornos de escala, constantes, a participação do fator trabalho pode ser modelada como uma função da relação capital-produto, K/Y (como fazem BENTOLILA e SAINT-PAUL, 2003). Esta relação não é alterada por mudanças nos preços dos fatores, nas quantidades dos fatores ou pela presença de progresso técnico *labor-augmenting* – o que corresponde a mudanças ao longo da curva no esquema de Bentolila e Saint-Paul (2003). Quando a função de produção é do tipo *constant elasticity of substitution* (CES),³ com elasticidade de substituição entre capital e trabalho (σ) diferente de 1, a relação entre *labor-share*⁴ e

3. A função alternativa à Cobb-Douglas mais usada é a *constant elasticity of substitution* (CES), que é menos restritiva por permitir que a elasticidade de substituição entre os fatores de produção seja estimada a partir de dados empíricos. Entretanto, as dificuldades encontradas para se aplicar empiricamente este tipo de função podem anular suas vantagens teóricas (Souza Júnior, 2005; Willman, 2002, *apud* Souza Júnior, 2005; e Miller, 2008).

4. *Labor-share*: participação da renda do fator trabalho na renda total.

K/Y é monótona. Se trabalho e capital são substitutos ($\sigma > 1$), uma menor intensidade de capital aumentará a participação do fator trabalho – a curva SK de Bentolila e Saint-Paul (2003) é negativamente inclinada. Se forem complementares, ($\sigma < 1$), o oposto se verifica (a curva SK é positivamente inclinada). E, se $\sigma = 1$, as participações dos fatores na renda não são afetadas por mudanças na razão K/L . Os modelos que usam Cobb-Douglas supõem $\sigma = 1$, mas não há nenhuma razão teórica para tanto. A escolha de σ é uma questão empírica. Mas, em modelos que usam funções de produção mais gerais, a relação entre *labor-share* e K/Y não é necessariamente monótona; a participação do fator trabalho pode aumentar ou diminuir com a mudança em alguma variável que afeta K/Y , como salário real ou taxa de juros.

Ao abordar as questões empíricas relacionadas à estimação de funções de produção agregadas, Miller (2008) destaca a importância da elasticidade de substituição entre K e L (σ). Os primeiros estudos com CES usando dados em *cross-section* tenderam a achar elasticidades próximas a 1, enquanto estudos com séries de tempo encontraram resultados abaixo de 1. Estudos mais recentes tendem a evitar dados em *cross-section*, que contêm vieses inerentes, e focam em dados em painel ou em séries de tempo. A maioria destes estudos encontram valores para σ abaixo de 1, mas ainda persiste uma grande variação nos resultados. A maior parte sugere que σ está no intervalo entre 0,4 e 0,6, implicando rejeição da Cobb-Douglas (e relação positiva entre K/Y e *labor-share*).

Considera e Pessoa (2011)⁵ estimaram para o Brasil $\sigma = 0,59$ e $\beta = 0,77$, para uma função de produção CES definida como:

$$Y = \left[\beta(uK)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - \beta)(AL)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (6)$$

Os autores demonstram que:

$$\alpha_k = \beta(K/Y)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \quad (7)$$

5. O autor agradece a Claudio Monteiro Considera e a Samuel de Abreu Pessoa o envio do texto e das estimativas antes de serem publicados.

Onde

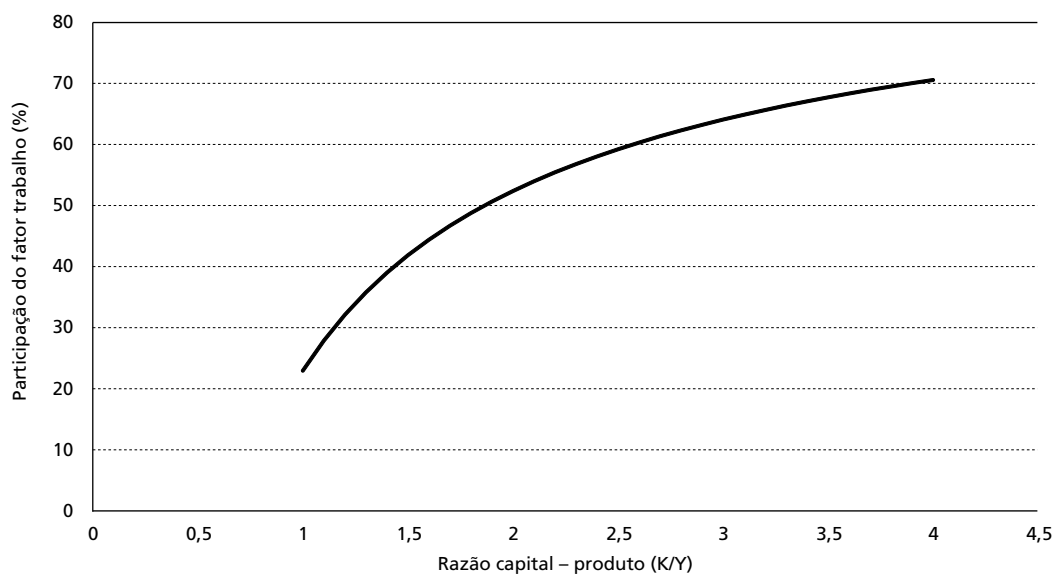
α_K : participação do capital na renda; e

K/Y : relação capital-produto.

Com esses valores para os parâmetros β e σ , pode-se ilustrar, para o Brasil, uma curva SK, como proposta por Bentolila e Saint-Paul (2003), considerando a participação do fator trabalho igual a $1 - \alpha_K$ (gráfico 2).

GRÁFICO 2

Curva SK: relação entre distribuição funcional e relação capital-produto para o Brasil, para uma função de produção CES



Elaboração do autor.

Obs.: Valores calculados em Considera e Pessoa (2011).

A procura pelas causas de variações no *labor-share* passa pela especificação de uma função de produção agregada, com toda a problemática teórica que a acompanha. De acordo com Miller (2008), a literatura teórica sobre agregação mostra que uma função de produção macroeconômica tem conteúdo apenas se um conjunto muito restritivo de condições for satisfeito. Como estas condições não são satisfeitas em economias reais, é provável que os bons ajustes econométricos obtidos sejam artefatos

estatísticos. O autor, por outro lado, relata que os proponentes da função de produção neoclássica argumentam que, apesar destas limitações teóricas, as funções agregadas podem ser defendidas como bons instrumentos, se oferecem uma descrição razoavelmente boa dos dados. Cita estudos que mostram que a Cobb-Douglas é uma forma funcional que produz bom ajuste empírico mesmo quando não há uma interpretação econômica que faça sentido.⁶ Em sua resenha da literatura, Miller (2008) ainda evoca o princípio da lâmina da Occam,⁷ enunciado por ele como: “se várias teorias podem explicar um conjunto de resultados empíricos, deve-se aceitar a explicação que requer o menor número de hipóteses”. Em seguida, introduz uma explicação mais simples para o sucesso da função de Cobb-Douglas em se ajustar aos dados, que é a identidade contábil que existe em qualquer economia, independentemente da tecnologia de produção subjacente:

$$Y = \omega L + rK \quad (8)$$

Onde

Y: valor agregado real;

ω : salário real médio;

L: emprego total;

r: taxa real de retorno; e

K: estoque total de capital.

Essa identidade contábil, continua o autor, mostra como o produto se divide entre salários e lucros e não repousa nas hipóteses neoclássicas padrão. Dessa definição,

6. Por exemplo, Fisher (1971) simulou várias economias fictícias em que as condições para uma agregação correta não se verificavam e a função de Cobb-Douglas se ajustou bem a todas elas; Shaikh (1974) mostrou que qualquer série de produção Y, K se ajusta bem à Cobb-Douglas, se as participações dos fatores na renda forem constantes e se o capital e o trabalho não forem correlacionados com a taxa de crescimento da tecnologia.

7. Guilherme de Occam, ou Ockham, foi um filósofo e teólogo franciscano inglês nascido por volta de 1285. O princípio privilegia a simplicidade; de duas teorias rivais, a explicação mais simples deve ser a preferida. Em latim: *Pluralitas non est ponenda sine necessitate* (Enciclopédia Britânica. Disponível em: <www.britannica.com>).

pode-se, por meio de cálculo e alguns fatos estilizados, construir uma função muito similar à Cobb-Douglas, como mostra Miller (2008). Esta equivalência ocorre sempre que as participações dos fatores na renda são aproximadamente constantes e a correlação entre a razão K/L e o parâmetro tecnológico são fracas, sem precisar das hipóteses de que os fatores recebem seus produtos marginais, que os retornos de escala são constantes ou que a produção pode ser descrita por determinada tecnologia.⁸

A motivação inicial para a CES foi a observação de que, em um dado setor, o valor agregado por unidade de trabalho variava entre países de acordo com o salário e, daí, a elasticidade de substituição entre K e L (chamada de σ daqui em diante) não seria igual a 1, como na Cobb-Douglas. Ainda de acordo com Miller (2008), Felipe e McCombie (2001) examinaram a função de produção CES de Arrow *et al.* (1961) e verificaram que os resultados de regressão que são explicados por uma função CES podem ser igualmente bem explicados por uma identidade contábil, que se segue diretamente da definição de *labor-share*:

$$Y/L = \omega/S_L \quad (9)$$

Onde

Y : valor agregado real;

ω : salário real médio;

L : emprego total;

S_L : participação do fator trabalho (*labor-share*)

Se S_L se mantém constante, o ajuste do modelo será muito bom e estimativas de σ serão próximas de 1. Se S_L e ω são negativamente correlacionados, as estimativas de σ serão

8. Felipe e Holz (2001), *apud* Miller (2008), usaram simulações de Monte Carlo para testar as condições sob as quais essa equivalência se mantém. A função Cobb-Douglas é bem descrita pela identidade contábil mesmo quando há grandes variações nas parcelas da renda dos fatores de produção. E a proximidade entre a função de tipo Cobb-Douglas e a identidade contábil começa a deixar de existir quando há variações nas taxas de crescimento dos salários e do retorno do capital.

maiores do que 1; se a correlação for positiva, as estimativas de σ serão menores do que 1. A questão é que todos estes resultados podem ser explicados por uma função de produção CES, mas podem ser mais facilmente explicados por uma simples identidade contábil.

Questões de agregação consistem num sério desafio teórico para ambas as formas funcionais e é preciso estar consciente disso, para não se fazer inferências fortes que não poderiam ser justificadas. Apesar disso, a Cobb-Douglas foi capaz, no passado, de produzir previsões de longo prazo razoavelmente precisas. Assim, Miller (2008) conclui que, apesar das fortes razões teóricas contrárias ao uso da Cobb-Douglas, não parece que o uso da CES melhoraria significativamente a habilidade preditiva para o PIB e para a participação dos fatores. Entretanto, para análises de políticas que afetam os retornos dos fatores, como tributos sobre a renda do capital e do trabalho, a especificação Cobb-Douglas é muito restritiva.

2.2 MEDIDA DE CUSTO MARGINAL – CURVA DE PHILLIPS NOVO-KEYNESIANA

De acordo com Sims (2008), a literatura empírica reconheceu, recentemente, que o hiato do produto é realmente importante porque mede o custo marginal e moveu-se na direção de medidas mais diretas do custo marginal, em particular a participação do trabalho no produto.

Voltando à formulação das equações de (1) a (5), pode-se acrescentar que o custo marginal real médio ou agregado (do trabalho) é o salário real dividido pelo produto marginal do trabalho.⁹

$$CMgR = \frac{(W/P)}{(\partial Y/\partial L)} \quad (10)$$

Usando (2) e (1),¹⁰

$$CMgR = \frac{1}{\beta} \frac{WL}{YP} \quad (11)$$

$$\beta \bullet CMgR = \frac{WL}{PY} \quad (12)$$

9. Ver Galí, Gertler e López-Salido (2001, p. 1.245-1.246).

10. A sequência de substituições é a mesma das equações de (1) a (5).

Tomando-se as variáveis em desvio do *steady-state*, como se faz na literatura, por exemplo Galí e Gertler (1999), e representado este fato por minúsculas, tem-se:

$$cmgr = \frac{wl}{py} \quad (13)$$

Já que β é uma constante. Isto é, o custo marginal real é igual à participação do fator trabalho na renda nacional.

Sims (2008) analisa dados dos (EUA), usando dados trimestrais de 1959 a 2008, e verifica que a variável de participação do trabalho no produto se move muito pouco em resposta a um choque de política monetária e que choques de produtividade são as principais fontes de variação na participação do trabalho no produto.

2.3 CONCENTRAÇÃO DA RENDA PESSOAL E DISTRIBUIÇÃO FUNCIONAL DA RENDA: PNAD X SCN¹¹

Como observado na introdução deste trabalho, a desigualdade de renda pessoal, medida pelo coeficiente de Gini, vem caindo no Brasil. Como, porém, simultaneamente, até 2004, observou-se redução da participação da renda do trabalho no PIB, de acordo com as Contas Nacionais (ver gráfico 1), surgiu o questionamento sobre se a queda da desigualdade medida com base na PNAD estaria aferindo corretamente o fenômeno. Por exemplo, Dedecca, Jungbluth e Trovão (2008) afirmam que

a associação dos resultados propiciados pelas Contas Nacionais e pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios mostra que a queda da desigualdade indicada pelos resultados do levantamento domiciliar se circunscreve a alterações na distribuição individual da renda do trabalho e da previdência social. Em termos gerais, as Contas Nacionais indicam que esta queda da desigualdade na distribuição individual da renda se processou concomitantemente a uma deterioração da distribuição funcional da renda, com uma clara penalização da renda do trabalho (DEDECCA, JUNGBLUTH e TROVÃO, 2008, p. 5).

Ou, ainda,

os dados revelam que a interpretação da redução da desigualdade encontra-se restrita a uma dimensão da distribuição de renda, não se podendo falar do movimento mais geral da distribuição,

11. SCN: Sistema de Contas Nacionais.

expresso de modo agregado pelas informações da distribuição funcional da renda, propiciadas pelas Contas Nacionais. Neste sentido, a dinâmica dos níveis de renda informados pela PNAD encontra-se associada à determinação das políticas públicas de salário mínimo e de previdência ou dos processos de negociação coletiva ou individual. Quanto à dinâmica das rendas relacionadas à propriedade de ativos nada se pode dizer a partir das informações propiciadas pela pesquisa (DEDECCA, JUNGBLUTH e TROVÃO, 2008, p. 12).

Contudo, o fato, observável no gráfico 1, de que a participação da renda do trabalho no PIB passou a crescer a partir de 2005, enquanto a desigualdade medida pelo índice de Gini com base na PNAD continuou a cair, mostra que a redução da desigualdade da renda pessoal pode ocorrer tanto com queda quanto com aumento da participação da renda do trabalho no PIB.

Barros, Cury e Ulysea (2006), ao responderem à pergunta-título “A desigualdade de renda no Brasil encontra-se subestimada?”, concluem que não: a PNAD subestima a renda total das famílias, mas não a desigualdade. O trabalho compara PNAD, Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) e Contas Nacionais em 2003. De acordo com estes autores,

é possível argumentar que as pesquisas domiciliares tendem a sobrestimar a renda dos trabalhadores por conta própria e dos pequenos empresários, já que esses, quando diretamente questionados sobre sua renda do trabalho, têm grande dificuldade de separar a parcela que corresponde ao trabalho daquela que corresponde à remuneração do capital. Porém, nas Contas Nacionais, comete-se o erro contrário: como o pró-labore de um proprietário é, em geral, definido apenas em função da legislação previdenciária e da fiscal, muitas vezes parte da renda que corresponde à remuneração do trabalho acaba sendo atribuída ao capital. Assim, no SCN, parte da renda do trabalho agrícola e dos pequenos empreendedores urbanos deve estar sendo computada como excedente operacional, enquanto, nas pesquisas domiciliares, o reverso pode estar ocorrendo (BARROS, CURY e ULYSSEA, 2006).

Da comparação das pesquisas domiciliares com as contas nacionais, é possível identificar três aspectos fundamentais para análise da desigualdade de renda:

- a renda familiar estimada pela PNAD é menor que a estimada com base no SCN, mas a diferença é quase inexistente quando se compara a POF com o SCN;
- apesar da diferença de 26% na renda das famílias entre a POF e a PNAD, elas apresentam o mesmo grau de desigualdade, medido pelo coeficiente de Gini; e
- as diferenças existentes nas *transferências* são as mais importantes para explicar o hiato de renda das famílias entre a PNAD e o SCN, enquanto *a renda de*

ativos é o terceiro fator em ordem de importância, sendo superado também pela renda do trabalho.

A renda do trabalho é muito mais importante na POF do que no SCN, enquanto o oposto é verdade para a renda de ativos e, principalmente, para as transferências. [...] É pouco provável que essas diferenças na composição levem a uma subestimação da desigualdade na POF [...] porque, em termos absolutos, a diferença existente nas transferências é 2,5 vezes maior do que a diferença observada na renda de ativos e as transferências devem beneficiar desproporcionalmente os mais pobres. Como a desigualdade medida pela PNAD é praticamente idêntica à medida pela POF, não se deve esperar também que o grau de desigualdade na renda detectado pelo SCN seja significativamente superior ao da PNAD (BARROS, CURY e ULYSSEA, 2006, p. 253-254).

Segundo os autores,

Em princípio, não há informações suficientes para se obter uma estimativa do grau de desigualdade com base no SCN e, portanto, do grau de (possível) subestimação da desigualdade de renda medida com base nas pesquisas domiciliares. Uma primeira aproximação pode ser feita sob a hipótese de que a distribuição da parcela subestimada de cada fonte de renda é idêntica à da parcela registrada nas pesquisas domiciliares. Nesse caso, a única deficiência dessas pesquisas seria quanto aos pesos relativos das fontes, os quais podem ser obtidos com base no SCN. De posse dos pesos corretos (do SCN), é possível reponderar as pesquisas domiciliares e obter novas estimativas para a desigualdade de renda. [...] A incorporação dos pesos do SCN levaria a um aumento de 1% a 2% no grau de desigualdade medido pela PNAD, dependendo da forma como se distribui a renda de ativos (o efeito mais forte sobre a desigualdade ocorre quando distinguimos a renda de alugueis imputados das demais rendas de ativos) (*op.cit.*, p. 254-256).

[...] entre 2001 e 2003, cresceu ligeiramente o grau de subestimação da renda das famílias na PNAD em comparação ao SCN. Esse aumento, entretanto, não decorreu de aumentos da subestimação de fontes de renda tipicamente mais concentradas entre os mais ricos, como a renda de ativos. Ao contrário, as transformações na renda de ativos e de alugueis imputados contribuíram para reduzir o grau de subestimação. A crescente subestimação das transferências e, de forma particularmente acentuada, o crescimento desproporcional do excedente operacional da agricultura líquido da formação bruta de capital foram os principais responsáveis pelo aumento no grau de subestimação. Se as duas fontes de renda não estiverem especialmente concentradas entre os mais ricos, esse aumento no grau de subestimação não deve ter levado a um aumento na desigualdade de renda não captado pela PNAD (*op.cit.*, p. 263).

Assim, Barros, Cury e Ulysseia (2006) não encontraram “evidências de que a subestimação da renda familiar por parte da PNAD tenha levado a uma sobrestimação da recente queda na desigualdade no País. Ao contrário, as evidências sugerem que há uma subestimação da queda”.

2.4 DADOS INTERNACIONAIS E VARIAÇÃO DA PARTICIPAÇÃO DA RENDA DO TRABALHO NO PIB

De acordo com Gollin (2002), muitos modelos assumem implicitamente que a participação da renda dos fatores na renda nacional seja idêntica no tempo e no espaço. Na maioria dos países, a participação é constante ao longo do tempo, em períodos longos, tanto para países ricos como para pobres. Mas, em dados *cross-section*, a disparidade é grande: 5% a 80% para a participação da renda do trabalho, de acordo com um cálculo usual. O artigo sugere que este cálculo usual subestima a renda do trabalho nas pequenas firmas. Ajustes nos dados levam a participações da renda do trabalho entre 65% e 80% na maioria dos países. A renda do trabalho dos autônomos é geralmente tratada como renda do capital, erradamente. Quando isto é corrigido, as diferenças entre os países diminuem bastante. Macroeconomistas tipicamente calculam participação dos fatores na renda a partir das Contas Nacionais, não de dados no nível de firmas.

Uma estratégia largamente utilizada é estimar a participação do fator trabalho a partir da participação da remuneração dos empregados, o resíduo sendo tomado como a participação do capital. Os dados em *cross-section* indicam que, quanto mais pobre um país, maior a probabilidade da participação da remuneração dos empregados no PIB ser pequena e que esta participação aumenta com a renda *per capita*. Após analisar algumas possíveis explicações para a discrepância entre países (supondo que a remuneração dos empregados fosse uma boa *proxy* para a renda do trabalho), Gollin (2002) considera que a medida está mal feita ou, mais precisamente, a remuneração dos empregados não é uma boa medida para a remuneração do fator trabalho. Baseando-se em Kravis (1962), Gollin (2002) concebe duas possíveis fontes de variação na distribuição funcional da renda entre países: diferenças na composição setorial do produto¹² e mudanças na estrutura de emprego, especialmente na importância dos autônomos. Estas duas tendências de longo prazo poderiam levar a erros de medida ou de interpretação da participação da renda do trabalho no PIB. Um exemplo de mudança na composição do produto é o declínio da importância da agricultura. Com relação à estrutura de emprego, conceitualmente, remuneração dos empregados é diferente de renda do trabalho. Para o foco de Gollin (2002), a principal diferença é que a remuneração dos empregados omite a renda do trabalho de quem não é empregado e, em alguns países, os autônomos correspondem a grandes parcelas da força de trabalho.

12. Supondo que todos os países tenham a mesma tecnologia, mas que cada setor trabalhe com uma tecnologia diferente. As mudanças na composição do produto poderiam levar a diferenças nas participações dos fatores na renda.

Gollin (2002) recalcula a participação do fator trabalho de duas maneiras: levando em conta a composição setorial do produto e levando em conta a renda dos autônomos.

Levando em conta a composição setorial do produto, esse autor faz o seguinte exercício: suponha que todos os países têm a mesma composição setorial do produto, diferindo apenas na distribuição da renda entre os fatores dentro de cada setor. Poder-se-iam calcular as participações totais dos fatores na renda que refletissem apenas estas distribuições dentro dos setores. Para cada país, ele recalculou a participação da remuneração dos empregados, ponderando a composição setorial do produto usando, para todos os países, a composição dos EUA. A participação da remuneração dos empregados no total de cada país pouco muda. Resultados similares são obtidos quando os pesos setoriais de países pobres são utilizados, em vez dos pesos dos EUA. Mesmo dentro dos setores há grandes diferenças entre países. Por exemplo, a participação da remuneração dos empregados na indústria de transformação tem valor máximo de 75% na Finlândia e mínimo de 13% no Equador. Conclusão: mudanças na composição setorial do produto não parecem ser a fonte mais importante das diferenças observadas entre países nas participações dos fatores na renda.

Levando em conta a renda dos autônomos, a participação destes na força de trabalho varia muito entre países e mesmo entre setores. A fração de autônomos está negativamente correlacionada com o PIB *per capita*, isto é, países mais pobres têm mais autônomos. A prática usual de considerar remuneração dos empregados como renda do trabalho leva a uma subestimativa sistemática da participação do fator trabalho na renda dos países pobres em relação aos ricos. Mas Gollin (2002) não tem dados, para a maioria dos países, da renda total dos autônomos, nem informações sobre como alocar esta renda entre trabalho e capital. Sua abordagem foi fazer ajustes nas Contas Nacionais, baseados na renda mista, de três formas, conforme descrito a seguir.

- I) tratar toda a renda mista como renda do trabalho (superestimando a renda do trabalho);
- II) considerar que a renda mista tem a mesma composição de renda do trabalho e do capital do resto da economia; e
- III) imputar remuneração de empregados para os autônomos, da seguinte forma: *participação do fator trabalho* = $[(\text{remuneração dos empregados} / \text{número de empregados}) \times \text{força de trabalho total}] / \text{PIB}$.

Ou:

$$S_L = \frac{\frac{WN}{N} \cdot L}{PY} \quad (14)$$

Onde SL é a participação do fator trabalho na renda, N é o número de empregados e as outras variáveis, como definidas antes. Ou seja, toma-se a remuneração média dos empregados e multiplicasse-a pelo total da força de trabalho da economia.

Os resultados obtidos com os ajustes i e ii dão suporte à hipótese de que as participações dos fatores não variam entre os países, independentemente da renda *per capita*. A participação do fator trabalho calculada dessas duas formas fica entre 60% e 85%, precisamente o intervalo em que as séries de tempo para os EUA e Reino Unido se mantêm, sugerindo apoio à ideia de que valores em *cross-section* ou em séries de tempo são essencialmente consistentes. O ajuste (iii) leva à mesma conclusão, embora só possa ser computado para um número menor de países. Conclusão: ajustes simples e diretos dos cálculos usuais de distribuição funcional da renda levam a estimativas que são notavelmente consistentes com a hipótese de que as participações das rendas dos fatores são aproximadamente constantes no tempo e no espaço. A subestimação da renda do trabalho pelo uso da remuneração dos empregados como proxy é particularmente grave nos países pobres, em que os autônomos constituem grandes proporções da força de trabalho. Gollin (2002) conclui pela seguinte implicação de seu trabalho para a pesquisa em teoria do comércio e do crescimento: tem sido largamente aceito, nos anos recentes, que a participação da remuneração do trabalho é menor em países pobres do que em países ricos, o que levou a ajustes *ad hoc* nos modelos. O artigo sugere que é razoável usar modelos que considerem participações constantes.

Bernanke, Ben e Gürkaynak (2001) consideram, dos ajustes propostos por Gollin (2002),¹³ que o mais razoável é o que assume que a parcela da renda do trabalho entre os autônomos¹⁴ é a mesma observada no setor empresarial (ajuste *ii*) e o descrevem assim:

participação da renda do trabalho no PIB = remuneração dos empregados / (PIB - impostos indiretos - rendimento de autônomos)

13. Bernanke, Ben e Gürkaynak (2001) citam uma versão anterior de Gollin, de 1998, não publicada.

14. Nas contas nacionais dos EUA, trata-se de *Operating Surplus, Private Unincorporated Enterprises* (OSPUE).

Outro ajuste de Gollin, que considera que a renda média do trabalho no setor de autônomos é a mesma dos empregados nas empresas (ajuste *iii*), é formulado por Bernanke, Ben e Gürkaynak (2001) da seguinte forma:

participação da renda do trabalho no PIB = remuneração dos empregados / [parcela da força de trabalho empregada no setor empresarial x (PIB – impostos indiretos)]¹⁵

Bernanke, Ben e Gürkaynak (2001) atualizam o trabalho de Gollin (trabalho de 1998 e não o de 2002), com cálculos para 53 países, e reforçam a conclusão de que não há tendência sistemática das participações do trabalho na renda dos países de variarem com o PIB real *per capita* ou com a razão *K/L*. A maioria das participações do trabalho na renda estimadas está entre 0,6 e 0,8, com média 0,65, similar à observada nos EUA e em outros países industrializados.

2.5 VARIÁVEIS QUE PODEM INFLUENCIAR A PARTICIPAÇÃO DA RENDA DO TRABALHO NO PIB

As seguir, estão listadas as variáveis que podem afetar a distribuição funcional da renda, de acordo com a literatura revista. relação capital-produto: Bentolila e Saint-Paul (2003) e Miller (2008);

- termos de troca: Areosa e Medeiros (2007);
- PIB mundial: Areosa e Medeiros (2007);
- produtividade do trabalho: Areosa e Medeiros (2007);
- produtividade: Sims (2008);
- progresso técnico *labor-augmenting*: Bentolila e Saint-Paul (2003);
- progresso técnico *capital-augmenting*: Bentolila e Saint-Paul (2003);
- PIB: Areosa e Medeiros (2007);
- emprego: Areosa e Medeiros (2007);
- salário real: Areosa e Medeiros (2007), Bentolila e Saint-Paul (2003) e Miller (2008);
- juros reais: Bentolila e Saint-Paul (2003), Miller (2008) e Sims (2008);

15. Forma de Gollin: participação do fator trabalho = [(remuneração dos empregados / número de empregados) x força de trabalho total] / PIB. Tomando (força de trabalho total / número de empregados) e passando seu inverso para o denominador, chega-se à forma de Bernanke, Ben e Gürkaynak (2001): participação do fator trabalho = remuneração dos empregados / [(número de empregados / força de trabalho total) x PIB].

- acumulação de capital: Bentolila e Saint-Paul (2003);
- preço das matérias-primas importadas: Bentolila e Saint-Paul (2003);
- mudanças nos *mark-ups* de preços sobre custos marginais: Bentolila e Saint-Paul (2003);
- poder de barganha dos sindicatos: Bentolila e Saint-Paul (2003);
- custos de ajuste do fator trabalho: Bentolila e Saint-Paul (2003);
- fatores institucionais: Rodrik (1999).

3 AJUSTES DE GOLLIN (2002) E DADOS DO BRASIL

Esta seção mostra a série anual disponível para o Brasil.

De acordo com a metodologia do sistema de contas nacionais do Brasil (IBGE, 2008), a

nova série tem como referência inicial o ano 2000, data a partir da qual as contas anuais e trimestrais passaram a ser divulgadas baseadas na metodologia detalhada neste relatório. [...] foi feita, para o período de 1995 a 2000, retropolação dos dados disponíveis.

Assim, a série disponível para se calcular a participação da renda do trabalho no PIB sem quebra de metodologia começa em 1995. No presente, o último ano disponível para as Contas Nacionais é 2008, divulgado em 5 de novembro de 2010, perfazendo uma série anual de 14 anos.

O Ipeadata¹⁶ apresenta dados para as variáveis relevantes desde 1990, mas a fonte para o período 1990-1994 é o Sistema de Contas Nacionais – Referência 1985, enquanto para o período de 1995 em diante a fonte é o Sistema de Contas Nacionais – Referência 2000.

Na página do IBGE, é possível recuperar a “série do Sistema de Contas Nacionais consolidado, calculado pela Fundação Getúlio Vargas no período de

16. Disponível em : <www.ipeadata.gov.br>.

1947 a 1985 e pelo IBGE de 1986 a 1989”.¹⁷ Porém, antes de 1970, não existe separação do “produto interno bruto, a custo de fatores” em “remuneração dos empregados” e “excedente operacional bruto”. De 1970 a 1990, esta separação só existe para os anos de 1970, 1975, 1980, 1985 e 1990. De acordo com nota nas tabelas das “Contas consolidadas para a nação”,

a estimativa da Remuneração dos Empregados só é possível de ser realizada em anos censitários, quando existem informações para salários e encargos sociais, com qualidade homogênea para todas as atividades econômicas. O Excedente Operacional Bruto inclui a remuneração dos autônomos.

A tabela 1 e o gráfico 3 mostram a série de remuneração dos empregados como porcentagem do PIB de 1970 a 2008. De acordo com IBGE (2008),

A remuneração dos empregados compreende todas as despesas efetuadas pelos empregadores a seus empregados em contrapartida do trabalho realizado no período, abrangendo pagamentos diretos aos assalariados, em moeda e/ou em espécie, encargos sociais a cargo do empregador e outras vantagens dadas aos assalariados sob a forma de fornecimento de bens e serviços gratuitos.

TABELA 1
Remuneração dos empregados/PIB¹
(Em %)

1970	40,7	1998	47,5
1975	36,6	1999	47,3
1980	38,4	2000	46,
1985	42,5	2001	47,2
1990	52,8	2002	46,2
1991	47,4	2003	45,7
1992	49,4	2004	45,8
1993	50,4	2005	46,7
1994	45,3	2006	47,6
1995	48,8	2007	48,1
1996	48,3	2008	49,1
1997	46,7		

Fonte: <www.ibge.gov.br> e <www.ipeadata.gov.br>.

Elaboração do autor.

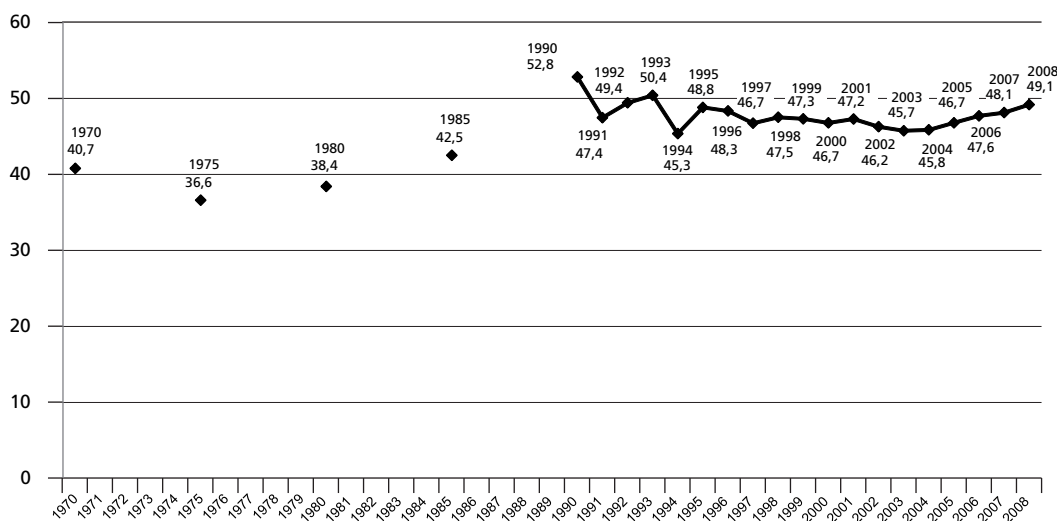
Nota: ¹1970-1989: PIB a custo de fatores; 1990-2008: valor adicionado bruto (VAB) a preços básicos.

17. Disponível em: < <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/contasnacionais/referencia2007/leiam.shtml>>.

GRÁFICO 3

Brasil: remuneração dos empregados – PIB (1970 a 2008)

(Em %)



Fonte: <www.ibge.gov.br> e <www.ipeadata.gov.br>.

Elaboração do autor.

Obs.: PIB a custo de fatores (1970-1989) e a preços básicos (1990-2008). Preços básicos: "preços que não incluem as margens de transporte e comercialização, os impostos sobre produtos e os impostos não dedutíveis sobre o valor adicionado" (IBGE, 2008, p.33).

A tabela 2 e o gráfico 4 mostram a evolução da participação do “excedente operacional bruto, da remuneração dos empregados e do Rendimento dos Autônomos” sobre a soma dos três, de 1990 a 2008 (lembrando que há mudança metodológica a partir de 1995).

TABELA 2

Brasil: participação na remuneração total dos fatores

(Em %)

Ano	Excedente operacional bruto	Rendimento autônomos – misto	Remuneração empregados (usos)	Total
1990	38,4	8,2	53,5	100
1991	44,2	8,0	47,8	100
1992	43,3	7,1	49,6	100
1993	40,7	7,3	52,0	100
1994	45,6	6,8	47,6	100
1995	36,0	14,8	49,2	100
1996	36,9	14,3	48,7	100
1997	39,2	13,7	47,1	100
1998	38,7	13,3	48,0	100
1999	39,0	13,3	47,7	100
2000	39,6	13,2	47,1	100
2001	39,5	12,8	47,7	100
2002	40,4	12,8	46,8	100
2003	41,3	12,4	46,3	100

(Continua)

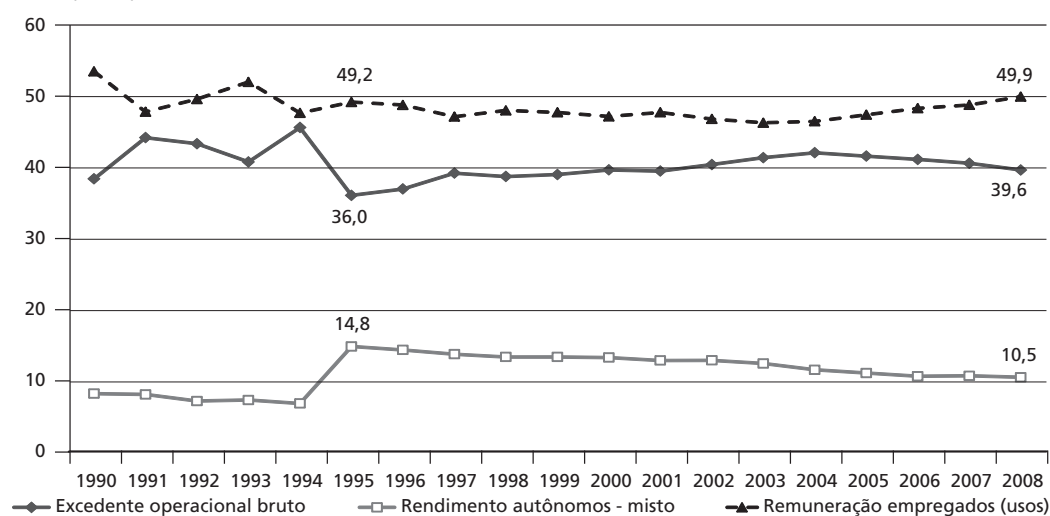
(Continuação)

	Excedente operacional bruto	Rendimento autônomos – misto	Remuneração empregados (usos)	Total
2004	42,0	11,5	46,4	100
2005	41,6	11,1	47,4	100
2006	41,1	10,6	48,3	100
2007	40,6	10,7	48,8	100
2008	39,6	10,5	49,9	100

Fonte: <www.ibge.gov.br>.
Elaboração do autor.

GRÁFICO 4

Brasil: Participação na remuneração total dos fatores de rendimento (1990 a 2008)
(Em %)



Fonte: <www.ibge.gov.br>.
Elaboração do autor.
Obs.: Mudança metodológica a partir de 1995.

Curioso notar que, entre 1995 e 2008, a participação da remuneração dos empregados cai até 2003 e sobe a partir deste ano; a participação do excedente operacional bruto sobe até 2004 e tem caído desde então; mas a parcela dos autônomos cai sempre, de 15% em 1995 para 10% em 2008.

A tabela 3 e gráfico 5 apresentam, para o Brasil, entre 1995 e 2008, três séries de participação da renda do fator trabalho: a do tipo criticado por Gollin (2002), em que a renda dos empregados é tratada como renda do trabalho e a dos autônomos é tratada como renda do capital; a resultante do ajuste tipo II, que considera que a renda mista tem a mesma composição entre renda do trabalho e do capital do resto da economia; e a resultante do ajuste tipo I, que equivale a tratar toda a renda mista como renda do

trabalho. Nesse último caso, a renda do fator trabalho fica em torno de 60% no Brasil, próximo do intervalo de 65% a 80% na maioria dos países, obtido por Gollin (2002).

TABELA 3

Brasil: razão da renda do trabalho sobre a remuneração total dos fatores segundo diferentes numeradores e denominadores

(Em %)

Numerador	Remuneração dos empregados + Rendimento misto bruto	Remuneração dos empregados	Remuneração dos empregados
Denominador	Remuneração dos empregados + Rendimento misto bruto + Excedente operacional bruto	Remuneração dos empregados + Excedente operacional bruto	Remuneração dos empregados + Rendimento misto bruto + Excedente operacional bruto
1995	64,0	57,7	49,2
1996	63,1	56,9	48,7
1997	60,8	54,6	47,1
1998	61,3	55,4	48,0
1999	61,0	55,0	47,7
2000	60,4	54,3	47,1
2001	60,5	54,7	47,7
2002	59,6	53,7	46,8
2003	58,7	52,8	46,3
2004	58,0	52,5	46,4
2005	58,4	53,3	47,4
2006	58,9	54,0	48,3
2007	59,4	54,6	48,8
2008	60,4	55,8	49,9

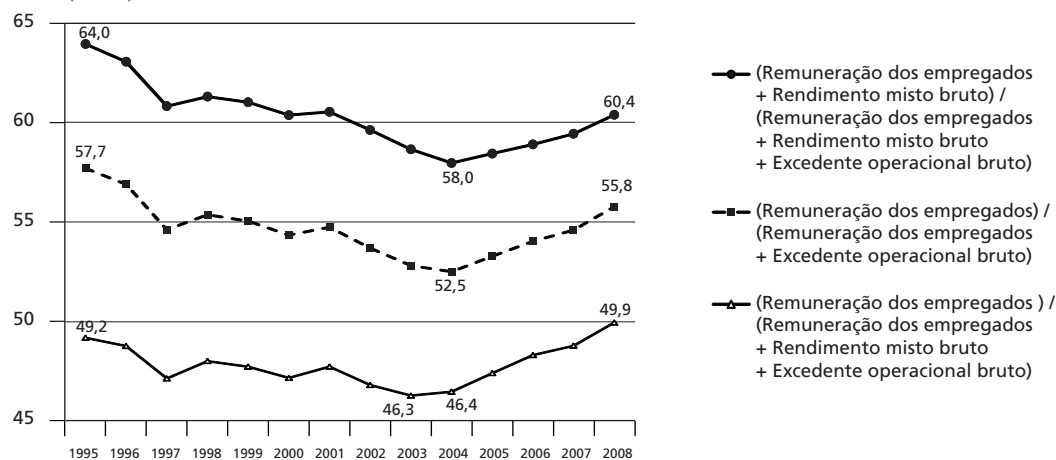
Fonte: <www.ibge.gov.br>.

Elaboração do autor.

GRÁFICO 5

Três cálculos de participação da renda do fator trabalho no Brasil

(Em %)



Fonte: <www.ibge.gov.br>.

Elaboração do autor.

Vale lembrar que Barros, Cury e Ulyssea (2006) mostram que a participação da renda do trabalho na renda total das famílias, que fica próxima a 45% no SCN, chega a 67% nas pesquisas domiciliares. E que estas diferenças decorrem em grande parte do fato de as contas nacionais subestimarem significativamente o número de pessoas ocupadas. O total de ocupados estimado com base na PNAD é 15% maior que no SCN (o que representa 10,3 milhões de trabalhadores).

As séries de participação da renda do trabalho no PIB foram calculadas usando dados do Sistema de Contas Nacionais (IBGE) para:

- remuneração dos empregados;
- rendimento de autônomos; e
- excedente operacional bruto.

Os valores não incluem impostos, líquidos de subsídios, sobre produtos. A remuneração dos empregados inclui:

1. ordenados e salários; e
2. contribuições sociais dos empregadores que, por sua vez, incluem:
 - a) contribuições sociais efetivas; e
 - b) contribuições sociais imputadas.

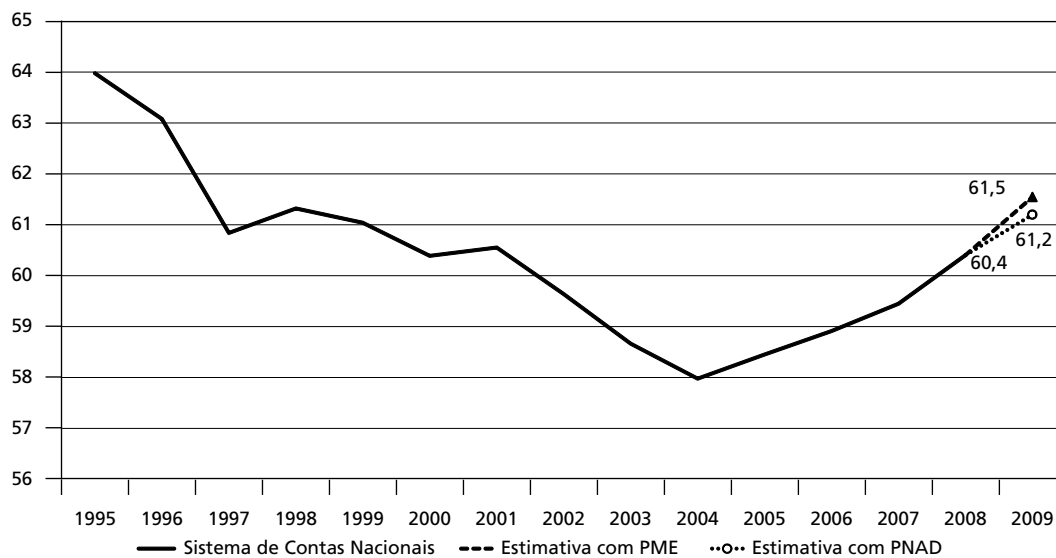
Levando em conta que as três medidas (gráfico 5) de participação da renda do trabalho se movem de maneira mais ou menos semelhante, pode-se observar (gráfico 3), que a participação da renda do trabalho no PIB brasileiro caiu na primeira metade da década de 1970, cresceu desde então até o início dos anos 1990, caindo até 2003/2004, não de forma monótona, mas com subidas e descidas, e passando por períodos de estabilidade, crescendo ao final, continuamente, desde 2005. A questão é se estas oscilações são significativas ou não, do ponto de vista do endosso, ou não, à hipótese da constância.

4 ESTIMATIVAS ANUAIS

Para os anos mais recentes para os quais ainda não há dados das contas nacionais, é possível fazer estimativas utilizando como fontes a Pesquisa Mensal de Emprego (PME), a PNAD e o PIB Trimestral, todos do IBGE.

O gráfico 6 apresenta a série que soma a remuneração dos autônomos à dos empregados e usa como denominador a remuneração total dos fatores (empregados + autônomos + excedente operacional bruto), com duas estimativas para 2009, uma com a PNAD e a outra com a PME.

GRÁFICO 6
Brasil: participação da renda do trabalho na remuneração total dos fatores
(Em %)



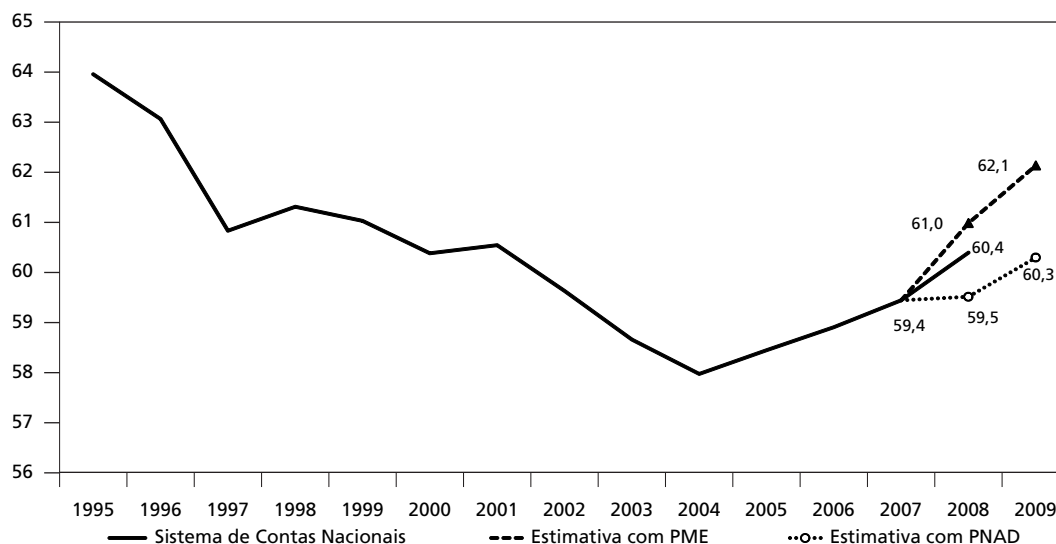
Fonte: <www.ibge.gov.br> e resultados desta pesquisa.
Elaboração do autor.

Obs.: 1. 1995-2008: remuneração dos empregados + rendimento autônomos (SCN).
2. 2009: estimativas com base na PNAD e na PME.

O gráfico 7 mostra as estimativas feitas com a PNAD e a PME para 2008 e 2009 antes da divulgação das Contas Nacionais de 2008. Verifica-se que o dado observado ficou entre as duas estimativas.

GRÁFICO 7

Brasil: participação da renda do trabalho na remuneração total dos fatores



Fonte: <www.ibge.gov.br> e resultados desta pesquisa.

Elaboração do autor.

Obs.: 1. 1995-2008: remuneração dos empregados + rendimento autônomos (SCN).

2. 2008 e 2009: estimativas com base na PNAD e na PME.

As estimativas para 2008 a 2009 foram calculadas de duas formas, descritivas a seguir.

1. Com base na PME do IBGE e nas Contas Nacionais Trimestrais (PIB Trimestral), também do IBGE. Da PME, utilizaram-se as séries “rendimento médio nominal do trabalho principal, efetivamente recebido no mês de referência” e “pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência” para comporem a massa de rendimento nominal do trabalho (em R\$). Do PIB Trimestral, utilizou-se a série em “valores a preços correntes” (também em R\$). A evolução da razão entre massa de rendimento nominal do trabalho e PIB nominal assim obtida foi aplicada ao último dado disponível das Contas Nacionais Anuais (2008), para se obterem os números apresentados para 2009.
2. Com base na PNAD e nas Contas Nacionais Trimestrais (PIB Trimestral), do IBGE. Da PNAD, foram utilizadas as séries: *i*) rendimento médio mensal real de todos os trabalhos das pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência, com rendimento de trabalho (em R\$);¹⁸ e *ii*) pessoas de 10 anos ou mais de idade ocupadas na semana de referência (em 1 mil pessoas);

18. O autor agradece a ajuda de Carlos Henrique Corseuil, do Ipea, na identificação das variáveis na PNAD.

Como o mês de referência da PNAD é setembro, foi utilizado o índice nacional de preços ao consumidor (INPC/IBGE) de setembro como índice de preços para transformar a série de renda real média em renda nominal média, que depois foi multiplicada pela série de total de ocupados para se obter a massa de rendimentos nominal da PNAD. Do PIB Trimestral, utilizou-se a série em “valores a preços correntes” (também em R\$).

Comparando a evolução da série original das Contas Nacionais com a evolução de séries construídas com a PNAD e a PME para o mesmo período, 2001 a 2007, a série construída com a PNAD mostrou-se uma melhor aproximação da série do SCN do que a construída com a PME. Por exemplo:

- o erro absoluto médio da variação percentual anual foi de 1,8 ponto percentual (p.p.) no caso da PNAD e de 3,3 p.p. no caso da PME; e
- o erro quadrático médio da variação percentual anual foi de 0,04 p.p. no caso da PNAD, e de 0,21 ponto no caso da PME.

A série média entre as séries obtidas com a PME e com a PNAD também teve erros médios absoluto e quadrático maiores do que a série feita com a PNAD.¹⁹

5 CONSTRUÇÃO DA SÉRIE TRIMESTRAL DE 1995 A 2010

Para diversos usos pode ser útil a construção de uma série trimestral da participação da renda do fator trabalho no PIB. Por exemplo, para utilizar em estudos econométricos da CPNK. Em geral, no Brasil, calcula-se tal relação Trimestral simplesmente pela razão entre o rendimento do trabalho medido pela PME e o PIB Trimestral do IBGE – ou o PIB mensal do Banco Central. Aqui é proposta outra forma de estimar esta razão, fazendo-se o ajuste da série obtida da PME e do PIB Trimestral à participação da renda do fator trabalho obtida das Contas Nacionais Anuais e das estimativas obtidas da PNAD para os anos em que não se dispõe das Contas Nacionais, pelo método de desagregação temporal (*benchmarking*) de Denton (1971).

A construção da série que passou pelo método de Denton seguiu os seguintes passos, anteriores ao *benchmarking*:

19. Os erros da série média poderiam ser menores do que os de ambas, uma vez que há anos em que os erros de cada série têm sinal invertido, um em relação ao outro.

1. Encadeamento do rendimento nominal da PME antiga e nova

Como se sabe, a PME passou por uma mudança de metodologia, de modo que a série antiga, no caso dos rendimentos, se encerra em novembro de 2002 e a nova se inicia em fevereiro do mesmo ano. Como a série disponível anual, das Contas Nacionais, para se calcular a participação da renda do trabalho no PIB sem quebra de metodologia, começa em 1995, incluindo, assim, o período de mudança de metodologia ocorrido na PME, foi preciso fazer um encadeamento na série de rendimento da PME. Da metodologia antiga, foi utilizado o “rendimento médio do trabalho principal”; da nova, o “rendimento médio nominal do trabalho principal, efetivamente recebido no mês de referência”, ambas em reais nominais. Foi escolhido como elo do encadeamento o primeiro mês para o qual existe a série da metodologia nova, fevereiro de 2002. Assim, para os meses anteriores a fevereiro de 2002:

série encadeada (t) = série original da metodologia antiga (t) · [série original da metodologia nova (fevereiro de 2002) / série original da metodologia antiga (fevereiro de 2002)]

A metodologia nova traz duas variantes do rendimento:

- rendimento médio nominal *habitual* do trabalho principal; e
- rendimento médio nominal do trabalho principal, *efetivamente recebido* no mês de referência.

A metodologia antiga trazia apenas um conceito:

- rendimento médio do trabalho principal.

Das duas possibilidades da metodologia nova, optou-se pelo rendimento efetivamente recebido, por se assemelhar à série da metodologia antiga na sazonalidade marcada em dezembro, enquanto a série do rendimento habitual não apresenta esta característica.

2. Encadeamento da população ocupada da PME antiga e nova

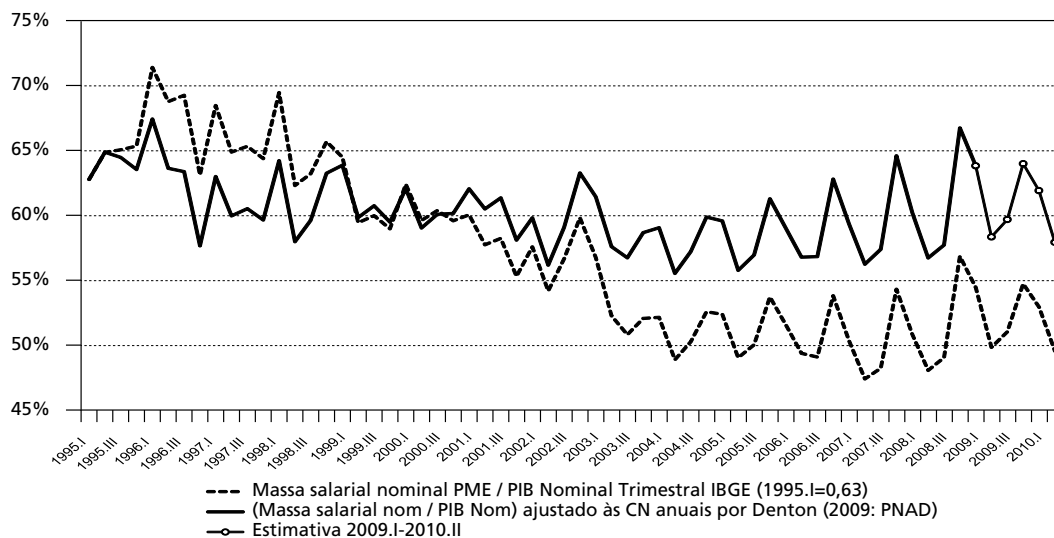
A série de população ocupada foi encadeada da mesma forma, apenas com a diferença de que o elo de encadeamento está no mês de março de 2002, que é o primeiro mês da nova metodologia, no caso desta variável.

3. Multiplicação das duas séries encadeadas descritas, para se obter a massa de rendimentos nominais do trabalho.
4. Divisão pelo PIB Trimestral IBGE, valor adicionado a preços básico (VA pb), valores a preços correntes (R\$).

O gráfico 8 mostra a série trimestral antes e depois do ajuste aos dados anuais. A tabela 4 apresenta os dados da série trimestral ajustada. Só o movimento trimestral é dado pela PME. O nível é dado pelo *benchmark* anual ou por uma simples regra de três, no caso da linha que não é ajustada por Denton.

GRÁFICO 8

Massa salarial nominal PME/PIB nominal: série trimestral original e série trimestral ajustada à anual pelo método de Denton – Brasil



Elaboração do autor.

TABELA 4

Massa salarial nominal/PIB nominal ajustado às contas nacionais anuais por Denton

1995.03	0,628	2000.03	0,621	2005.03	0,596	2010.03	0,619
1995.06	0,649	2000.06	0,591	2005.06	0,558	2010.06	0,580
1995.09	0,645	2000.09	0,601	2005.09	0,570		
1995.12	0,636	2000.12	0,602	2005.12	0,613		
1996.03	0,675	2001.03	0,621	2006.03	0,591		
1996.06	0,637	2001.06	0,605	2006.06	0,568		
1996.09	0,634	2001.09	0,614	2006.09	0,569		
1996.12	0,577	2001.12	0,581	2006.12	0,628		
1997.03	0,630	2002.03	0,599	2007.03	0,594		
1997.06	0,600	2002.06	0,562	2007.06	0,563		
1997.09	0,606	2002.09	0,591	2007.09	0,574		
1997.12	0,597	2002.12	0,633	2007.12	0,646		
1998.03	0,643	2003.03	0,615	2008.03	0,603		
1998.06	0,580	2003.06	0,576	2008.06	0,568		
1998.09	0,597	2003.09	0,568	2008.09	0,578		

(Continua)

(Continuação)

1998.12	0,633	2003.12	0,587	2008.12	0,668
1999.03	0,639	2004.03	0,591	2009.03	0,639
1999.06	0,599	2004.06	0,556	2009.06	0,584
1999.09	0,608	2004.09	0,573	2009.09	0,597
1999.12	0,595	2004.12	0,599	2009.12	0,640

Elaboração do autor.

5.1 NOTA SOBRE A METODOLOGIA DA PME

Cabe uma nota sobre a metodologia da PME, uma vez que os dados desta pesquisa costumam ser utilizados para aferir o rendimento do fator trabalho, como neste estudo. Primeiramente, segue abaixo a classificação da “posição na ocupação” considerada na PME, com as definições de interesse:

- empregado com carteira setor privado;
- empregado sem carteira setor privado;
- militar ou funcionário público estatutário;
- conta própria: pessoa que trabalha explorando o seu próprio empreendimento, sozinha ou com sócio, sem ter empregado e contando, ou não, com ajuda de trabalhador não remunerado membro da unidade domiciliar; e
- empregador: pessoa que trabalha explorando o seu próprio empreendimento, com pelo menos um empregado, contando, ou não, com ajuda de trabalhador não remunerado membro da unidade domiciliar.

Para o conta própria e o empregador, acima definidos, considera-se “rendimento do trabalho” a retirada do trabalho em dinheiro, produtos ou mercadorias. E esta retirada em dinheiro é definida como

Retirada fixa ou como um percentual dos lucros do empreendimento, sem excluir os pagamentos pessoais (contribuição para instituto de previdência, imposto de renda, previdência privada, seguro e plano de saúde, etc.), ou quando o empreendimento não é organizado de forma que o rendimento em dinheiro do trabalho seja identificado diretamente, como a diferença entre as receitas e as despesas (pagamento de empregados, matéria-prima, energia elétrica, telefone, equipamentos e outros investimentos, etc.) do empreendimento (IBGE, 2007).

Por sua vez, “para o conta própria e o empregador, o rendimento efetivamente recebido no mês de referência inclui todos os ganhos extras (bonificação anual, distribuição anual de lucros, etc.) e exclui todas as perdas ocasionais (pagamento de prejuízo eventual do empreendimento, etc.)” (IBGE, 2007).

De modo que o rendimento do trabalho medido pela PME inclui rendimentos mistos e mesmo lucros e prejuízos. Os trabalhadores por conta própria correspondem a cerca de 20% da população ocupada na PME e os empregadores, a cerca de 5%, como exemplifica o quadro 1 para maio de 2010.

QUADRO 1
Participação na população ocupada PME/IBGE – maio/2010
(Em %)

Trabalhadores por conta própria	18,4
Empregadores	4,5
Total	22,9

6 CONCLUSÃO E DESENVOLVIMENTOS FUTUROS

Neste trabalho foi feita uma resenha do tema, calculou-se uma estimativa para a série anual em 2009 e uma série trimestral para a participação da renda do trabalho no PIB brasileiro. Desenvolvimentos futuros deverão explorar mais a literatura, inclusive em busca de outras variáveis explicativas. Para a tecnologia, por exemplo, existem diferentes variáveis (anuais) que medem intensidade tecnológica, como número de patentes, de doutores, de trabalhos científicos.²⁰

Uma dificuldade para estimações econométricas é o tamanho da série anual com homogeneidade metodológica, que tem início apenas em 1995, somando, até 2009, apenas 15 observações. Por este motivo, sugeriu-se, neste trabalho, uma forma de se construir uma série trimestral, o que permite aumentar a amostra. Além disso, estimativas da curva de Phillips novo-keynesiana costumam ser feitas com dados trimestrais e mensais. Porém, a PME/IBGE abrange somente regiões metropolitanas e, por isso, não inclui a agropecuária e também a pequena agroindústria, tanto a montante quanto a jusante do setor agropecuário. Para compatibilizar numerador e denominador, poderia ser utilizado apenas o PIB da indústria e dos serviços. Ou salários da indústria (obtidos da Pesquisa Industrial Mensal de Emprego e Salário – Pimes, do IBGE), no numerador, com produção industrial, no denominador. Ou, ainda, usar, entre as variáveis explicativas, o PIB trimestral quebrado entre setores.²¹

20. O autor agradece a Marcelo Nonnenberg, do Ipea, pela sugestão.

21. O autor agradece a Eustáquio Reis, do Ipea, por esses comentários .

O aumento da amostra poderia ser obtido também com a utilização de dados das Contas Nacionais a partir de 1990, ou mesmo anteriormente, apesar da quebra de metodologia em 1995 e da falta de dados para todos os anos, no período anterior a 1990. Outra possibilidade interessante a ser explorada é o uso de dados em painel com dados das Unidades da Federação. Isto permitiria trabalhar apenas com informações anuais, eliminando as inconveniências dos dados trimestrais advindas da metodologia da PME.²²

Conforme comentado no final da seção 3, observam-se, no Brasil, oscilações nas participações da renda do trabalho e do capital na remuneração total dos fatores de 1970 a 2009, mas a questão é saber se estas oscilações são significativas ou não, do ponto de vista da rejeição, ou não, da hipótese da constância característica da função de Cobb-Douglas. Como observado na introdução e na seção 2.3, variações na distribuição funcional da renda tanto na direção favorável à renda do trabalho quanto na direção favorável à renda do capital são compatíveis com redução na desigualdade da distribuição pessoal da renda. A seção 2.5 listou diversas variáveis que podem influir na distribuição funcional da renda. Para o Brasil, Areosa e Medeiros (2007) apontaram que as seguintes variáveis se mostraram significativas:

- termos de troca;
- PIB do resto do mundo;
- tecnologia (por meio de seu efeito direto sobre a produtividade do trabalho); e
- PIB (por meio de seu efeito sobre o emprego e o salário real).

REFERÊNCIAS

AREOSA, W. D.; MEDEIROS, M. Inflation dynamics in Brazil: the case of a small open economy. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 27, n. 1, p. 131-166, May 2007.

ARROW, K. *et al.* Capital-labor substitution and economic efficiency. **Review of Economics and Statistics**, v. 63, p. 225-250, 1961.

22. O autor agradece a Carlos Henrique Corseuil, do Ipea, por essa sugestão. E também agradece os comentários de Cláudio Considera e de vários outros, feitos em *workshop* apresentado no Ipea – Rio de Janeiro, em dezembro de 2010.

BARROS, R. P.; CURY, S.; ULYSSEA, G. A desigualdade de renda no Brasil encontra-se subestimada? Uma análise comparativa usando PNAD, POF e contas nacionais. *In*: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2006.

BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília, Ipea, 2006.

BENTOLILA, S.; SAINT-PAUL, G. **Explaining movements in the labor share, contributions to macroeconomics**. v. 3, n. 1, 2003.

BERNANKE, B. S.; GÜRKAYNAK, R. S. **Is growth exogenous?** Taking Mankiw, Romer, and Weil seriously. Cambridge: NBER, 2001. (NBER Working Paper, n. 8.365). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w8365>>.

CONSIDERA, C. M.; PESSOA, S. A. **A distribuição funcional da renda no Brasil: 1959-2008**. Niterói: UFF, Set. 2011. (Texto para Discussão, n. 277). Disponível em: <http://www.uff.br/econ/download/tds/UFF_TD277.pdf>.

DEDECCA, C. S.; JUNGBLUTH, A.; TROVÃO, C. J. B. M. A queda recente da desigualdade: relevância e limites. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 36., 2008. **Anais...** ANPEC, 2008. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2008/artigos/200807211447120-.pdf>>. Acesso em: 31 ago. 2010.

DENTON, F. T. Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: an approach based on quadratic minimization. **Journal of the American Statistical Association**, v. 66, n. 333, p. 99-102, Mar. 1971.

FELIPE, J.; HOLZ, C. Why do aggregate production functions work? Fisher's simulations, Shaikh's identity and some new results. **International Review of Applied Economics**, v. 15, n. 3, 2001.

FELIPE, J.; MCCOMBIE, J. The CES production function, the accounting identity and occam's razor. **Applied Economics**, v. 33, p. 1.221-1.232, 2001.

FISHER, F. Aggregate production functions and the explanation of wages: a simulation experiment. **Review of Economics and Statistics**, v. 53, p. 305-325, 1971.

GALÍ, J.; GERTLER, M. Inflation dynamics: a structural econometric analysis. **Journal of Monetary Economics**, v. 44, p. 195-222, 1999.

GALÍ, J.; GERTLER, M.; LÓPEZ-SALIDO, J. D. European inflation dynamics. **European Economic Review**, v. 45, p. 1.237-1.270, 2001.

GOLLIN, D. Getting income shares right. **Journal of Political Economy**, v. 110, n. 2, p. 458-474, 2002.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Mensal de Emprego**. 2. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2007. (Série Relatórios Metodológicos, v. 23).

_____. **Sistema de contas nacionais:** Brasil. 2. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2008. (Série Relatórios Metodológicos, v. 24).

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios:** síntese de indicadores 2009. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.

KRAVIS, I. B. **The structure of income:** some quantitative essays. Philadelphia: University Pennsylvania Press, 1962.

MILLER, E. **An assessment of CES and Cobb-Douglas production functions.** Congressional Budget Office, 2008. (CBO Working Papers, n. 2008-05).

RODRIK, D. Democracies pay higher wages. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 114, n. 3, p. 707-738, Aug. 1999.

SHAIKH, A. Laws of production and laws of algebra: the humbug production function. **Review of Economics and Statistics**, v. 56, p. 115-120, 1974.

SIMS, C. A. **Inflation expectations, uncertainty, the Phillips curve, and monetary policy.** 2008.

SOUZA JÚNIOR, J. R. C. **Produto potencial:** conceitos, métodos de estimação e aplicação à economia brasileira. Rio de Janeiro: Ipea, 2005. (Texto para Discussão, n. 1.130).

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BLOEM, A. M.; DIPPELSMAN, R. J.; MAEHLE, N. O. **Quarterly national accounts manual:** concepts, data sources, and compilation. IMF, 2001.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais.** São Paulo: Cengage Learning, 2008.

DEDECCA, C. S. Anos 90: a estabilidade com desigualdade. **Revista do Tribunal Regional do Trabalho da 15ª Região**, Campinas, n. 17, 2001.

GOMES, V.; PESSÔA, S.; VELOSO, F. Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira: uma análise comparativa. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 33, n. 3, 2003.

PESSÔA, S.; PESSOA, S.; ROB, R. Elasticity of substitution between capital and labor: a panel data approach. **Ensaios Econômicos**, Rio de Janeiro, n. 494, 2003.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Everson da Silva Moura

Marco Aurélio Dias Pires

Revisão

Andressa Vieira Bueno

Laetícia Jensen Eble

Luciana Dias Jabbour

Mariana Carvalho

Olavo Mesquita de Carvalho

Reginaldo da Silva Domingos

Celma Tavares de Oliveira (estagiária)

Patrícia Firmina de Oliveira Figueiredo (estagiária)

Editoração eletrônica

Aline Rodrigues Lima

Andrey Tomimatsu

Bernar José Vieira

Danilo Leite de Macedo Tavares

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Daniella Silva Nogueira (estagiária)

Leonardo Hideki Higa (estagiário)

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto gráfico

Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Tiragem: 500 exemplares

Missão do Ipea

Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.

