

## EMPREGO PÚBLICO E DESIGUALDADE DE RENDA: UM ESTUDO DE CAUSALIDADE PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

Vitor França<sup>1</sup>  
Enlinson Mattos<sup>2</sup>

### Resumo:

Este artigo analisa a relação entre emprego público e desigualdade de renda para os municípios Brasileiros. Em particular, desenvolve-se um modelo para mostrar que a política de criação de empregos públicos pode aumentar a concentração de renda nas cidades. Em seguida, a hipótese de que o emprego público verificado nas cidades brasileiras causa um aumento de desigualdade de renda nestas cidades é testada. Para isto, utiliza-se a Lei de Responsabilidade Fiscal como instrumento para a variação exógena do emprego público. Os resultados sugerem que o emprego público não afeta a desigualdade de renda nos municípios brasileiros, independente do tamanho ou renda, ao contrário do resultado obtido em Alesina et ali (2000) para cidades americanas sem o uso do instrumento.

### Abstract:

This paper analyzes the relation between public employment and income inequality for Brazilian municipalities. In particular, a theoretical model is developed to demonstrate that public employment may have a positive impact on income inequality. Next, using the Fiscal Responsibility Law as exogenous instrument for public employment, an empirical test is provided to test that hypothesis. The results suggest that public employment does not affect income inequality in the Brazilian municipalities, as opposed to the result without instrument obtained in Alesina et ali (2000) for American municipalities.

**Palavras-chave:** emprego público, desigualdade, variável instrumental

**JEL classificação:** J45, J48, I38

Área 12 – Economia do Trabalho

---

<sup>1</sup> Autor para correspondência, mestrando em Teoria Econômica, Escola de Economia de São Paulo - Fundação Getúlio Vargas, e-mail: vamfranca@gmail.br.

<sup>2</sup> Escola de Economia de São Paulo - Fundação Getúlio Vargas, e-mail: enlinson.mattos@fgv.br.

## 1. Introdução

Os tomadores de decisão no setor público fazem diversas escolhas – como qual a quantidade de servidores públicos será contratada e quais os níveis de salários serão pagos – que afetam o mercado de trabalho no setor público. Há duas abordagens teóricas principais que procuram explicar como estas decisões são tomadas. Uma delas assume que o tomador de decisão faz escolhas de modo a maximizar o bem-estar social; a outra introduz alguns objetivos pessoais de políticos e burocratas – como maximização de votos ou maximização do orçamento – como fatores que vão afetar o mercado de trabalho no setor público (Gregory e Borland (1999)).

Estes tomadores de decisão que têm como objetivo maximizar o bem-estar social podem visar tanto eficiência quanto equidade. O objetivo de eficiência pode implicar, por exemplo, que estes políticos e burocratas escolham o nível de emprego e salário dos servidores públicos de modo a minimizar os custos de produção dos serviços públicos (ver Ehrenberg (1973), Ashenfelter e Ehrenberg (1975) e Ehrenberg e Goldstein (1975)).<sup>3</sup>

A segunda abordagem teórica diz respeito a fatores políticos que podem afetar os resultados do mercado de trabalho no setor público. Isto ocorre quando objetivos pessoais de burocratas e políticos diferem da maximização do bem-estar social e quando estes objetivos pessoais entram na função objetivo do tomador de decisão do setor público. Em primeiro lugar, é comum ver políticos preocupados de alguma forma com a maximização dos votos; e burocratas podem ter objetivos como a maximização do orçamento (ver Niskanen (1971), Niskanen (1975) e Reder (1975)). Em segundo lugar, o quanto os políticos e burocratas serão capazes de manipular o processo de tomada de decisão e fazer com que os resultados no mercado de trabalho reflitam seus próprios objetivos vai depender da natureza dos mecanismos de controle que existem no setor público.

É razoável pensar que os mecanismos de controle existentes dão condições de os políticos e burocratas perseguirem seus próprios objetivos (ver Reder (1975), Blank (1993), Tirole (1994) e Dixit (1997)). Em primeiro lugar, problemas de carona darão poucos incentivos para que os eleitores colem informações e monitorem a performance do setor público. Em segundo lugar, a complexidade da estrutura de autoridade no governo, juntamente com as dificuldades de mensuração do produto do setor público e a falta de um grupo de comparação para os empregados do setor público, faz com que seja difícil implementar contratos com incentivos no setor público. Terceiro, como o setor público está desproporcionalmente envolvido com a produção de bens públicos ou pode criar monopólios para seu produto, deve haver pouca competição nos mercados dos produtos do setor público. Quarto, os mecanismos de controle sobre políticos eleitos estão fora da área do governo. Para a maioria dos políticos, a maior punição para uma performance ruim será

---

<sup>3</sup> Hart et alli (1997) argumentam que a produção de bens e serviços no setor privado pode determinar a eficiência do setor público através da redução de custos. Rodrik (1997), utilizando a questão da eficiência no setor público como mecanismo de seguro, argumenta que, ao prover um grande número de empregos “seguros” no setor público, o governo pode neutralizar os efeitos de choques negativos na economia sobre o consumo e a renda das famílias. Entretanto, enquanto um subsídio temporário de auxílio-desemprego pode criar incentivos para a busca de trabalho, um emprego permanente no setor público não cria. Burocracias públicas, uma vez estabelecidas, tornam-se uma força política. Em muitos países, sindicatos de servidores públicos são fortes e capazes de proteger a segurança no emprego, se não o nível real de salários. Essa proteção gera problemas: uma vez que o emprego público cresce, demora muito tempo para ser reduzido (ver Alesina et alli (2001)).

a derrota na eleição, que introduz uma restrição limitada para os eleitores controlarem os políticos (Gregory e Borland (1999)).

Decisões sobre emprego no setor público e rendimentos feitas por políticos ou burocratas para atingir a maximização dos votos ou a maximização do orçamento podem diferir das decisões que seriam feitas para maximizar a eficiência. Primeiramente, políticos e burocratas podem ter incentivos diretos para expandir o emprego do setor público além dos níveis de eficiência. Isso pode ocorrer, por exemplo, quando os políticos podem se apropriar de alguma porção da força de trabalho de cada empregado do setor público em atividade eleitorais – busca de votos ou campanha política, por exemplo (ver Reder (1975) e Boycko et alli (1996)). Segundo, empregados do setor público podem criar incentivos indiretos para deixar o emprego e os rendimentos acima dos níveis eficientes. Empregados do setor público também são eleitores e, como um bloco, têm um efeito substancial no resultado das eleições, particularmente em governos locais (ver Courant et alli (1979) e Freeman (1986)). Além disso, outros eleitores podem apoiar políticas defendidas por servidores públicos porque eles acreditam na experiência desses empregados (ver Zax, 1989).<sup>4</sup>

Com respeito à relação entre emprego público e distribuição de renda, Meltzer e Richards (1981) argumentam que mais desigualdade levaria o eleitor mediano (decisivo) a requerer maiores transferências financiadas por impostos sobre a renda. Entretanto, a evidência empírica sobre este mecanismo é inconclusiva, como discutido por Perotti (1996) e Rodriguez (1997) em amostras de países e estados norte-americanos, respectivamente. Em particular, Rodriguez (1997) argumenta que grupos mais ricos podem “bloquear” políticas de redistribuição explícitas devido ao fato de possuírem mais recursos e poderem usá-los para fazer lobby. Conseqüentemente, mais desigualdade não necessariamente leva a mais políticas de redistribuição explícitas.

Alesina et alli (2000) argumentam que uma das razões pelas quais é difícil encontrar evidências da relação entre desigualdade e políticas redistributivas é que essas políticas podem tomar várias formas. Algumas políticas não são redistributivas por si, mas são usadas como uma forma indireta de redistribuir renda, precisamente para evitar a oposição daqueles que tem de financiar programas explícitos de redistribuição. Os autores analisam a relação entre emprego público e desigualdade de renda nos Estados Unidos. Segundo eles, o emprego público nas cidades norte-americanas é usado com propósitos redistributivos: seu nível não é escolhido apenas do ponto de vista da eficiência, mas também como uma forma de direcionar renda para grupos desfavorecidos e para grupos politicamente privilegiados. Para eles, os políticos usam essa prática (indireta e possivelmente ineficiente) porque projetos públicos são geralmente uma forma de canalizar recursos da classe média

---

<sup>4</sup> Entretanto, os comportamentos dos políticos podem ser afetados pelos mecanismos de controle políticos e econômicos. Por exemplo, Lopez-de-Silanes et alli (1995) reportam que a existência de leis estaduais que reduzem os benefícios políticos da provisão pública de bens e serviços públicos locais (limite de impostos e sistema de mérito na contratação, por exemplo) aumenta a probabilidade de que esses bens e serviços sejam empreendidos pelo setor privado. Klevorick (1975) sugere que o peso relativo que os políticos darão à busca da eficiência ou maximização de votos vai depender de sua posição eleitoral. Por exemplo, um político com uma ampla maioria pode acabar ignorando considerações de maximização de votos e, ao invés disso, enfatizar aspectos de eficiência. Ingham (1987), em um estudo sobre a demanda por empregados nos governos locais da Inglaterra e País de Gales, encontra evidências consistentes com a proposição de Klevorick de que considerações políticas nas decisões de demanda por trabalho serão mais importantes quando políticos têm estreita maioria.

para os cidadãos menos favorecidos quando a criação ou o aumento de impostos visando elevar as transferências governamentais para os mais pobres não teria suporte político. Sob certas condições de assimetria de informação, políticos podem dizer que projetos públicos são necessários e importantes quando na verdade eles visam principalmente a redistribuição de renda. Conseqüentemente, enquanto um esquema explícito e mais eficiente de redistribuição teria oposição política, um sistema menos eficiente baseado no aumento da burocracia pública poderia encontrar suporte político.<sup>5</sup> Ainda, Alesina et alli (2001), seguindo a mesma linha, examinam a distribuição regional do emprego público na Itália e reportam dois fatos. O primeiro é que o emprego público é usado como subsídio da região norte, mais rica, para a região sul. Tanto o tamanho do setor público como o nível de salários são usados com propósitos redistributivos. Eles calculam que pelo menos um terço do gasto em folha de pagamento nas regiões do Sul da Itália pode ser definido como fluxo de redistribuição do Norte.

Entretanto, muito pouco, especialmente no Brasil, tem sido dito sobre as conseqüências sócio-econômicas do tamanho do setor público. A maior parte da literatura nacional tem se dedicado à análise dos diferenciais de salário entre o setor público e privado (ver Foguel et alli (2000), Belluzzo et alli (2005), Bender e Fernandes (2006) e Mariconi et alli (2006)) e da eficiência dos gastos públicos (ver Mattos (2006))<sup>6</sup>. Entretanto, a compreensão dos efeitos do emprego público sobre a economia é de fundamental importância para o desenho de políticas e reformas que visem à melhoria do bem-estar social da população.

No entanto, conforme explicado acima, Alesina et alli (2000) argumenta que o emprego público pode ser usado com fins redistributivos. Neste sentido, pode-se imaginar que um aumento no número de professores em um determinado município não necessariamente tem como objetivo a melhora da educação (ou pelo menos não tem nela seu único objetivo), mas sim a melhora na distribuição de renda. Por outro lado, dada a ampla constatação de que o diferencial de salários entre funcionários públicos e privados no Brasil é positivo (ver Foguel et alli (2000), Belluzzo et alli (2005), Bender e Fernandes (2006)), pode-se argumentar que o aumento no número de servidores públicos acaba por criar uma minoria rica em relação ao restante da população, o que aumenta a concentração de renda. Sendo assim, temos fortes razões para acreditar que a desigualdade de renda e o emprego público são determinados simultaneamente, o que inviabilizaria o uso de uma regressão da desigualdade de renda contra emprego público e demais controles já que o emprego público está correlacionado com o erro da regressão.

O objetivo do trabalho é testar se o emprego público verificado nas cidades brasileiras causa um aumento de desigualdade de renda nestas cidades. Para isso, utiliza-se o cumprimento (ou não) da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) como instrumento para a

---

<sup>5</sup> Os autores mostram que, depois de controlada por diversos outros determinantes do nível de emprego municipal (educação, taxa de desemprego, renda per capita, proporção de idosos na população, etc), uma distribuição de renda mais desigual está associada a mais emprego público. Eles mostram também que cidades eticamente fragmentadas tendem a ter mais emprego público, sugerindo que o emprego público pode ser usado como subsídio para certas minorias étnicas. Entretanto, emprego público e desigualdade de renda são determinados simultaneamente e a inferência estatística utilizada pelos autores apresenta coeficientes viesados.

<sup>6</sup> Com exceção de Mattos e Rocha (2007) que identificam que Estados brasileiros que apresentam maiores desigualdades de renda tendem a implementar maiores gastos públicos.

variação exógena do emprego público. Desta forma o viés é eliminado e conseguimos determinar uma relação causal entre emprego público e desigualdade de renda.

Dadas as evidências de que a LRF reduziu as despesas com pessoal dos municípios que gastavam excessivamente nesse item de despesa (ver Giubert (2005)), a estratégia para resolver o problema mencionado acima é utilizar uma variável instrumental representada por uma *dummy* igual a 1 para municípios que não se enquadravam no limite imposto pela lei sobre o gasto com pessoal e zero para os demais municípios, e estimar o modelo pelo método dos mínimos quadrados em dois estágios.

Além dessa introdução, este trabalho tem mais quatro seções. A segunda seção apresenta uma versão modificada do modelo de Alesina et alli (2000) para ser usada como motivação para o trabalho empírico. Busca-se com isto mostrar que, com algumas ligeiras modificações, conseguimos chegar a um resultado oposto ao dos autores, a saber, que o emprego público não redistribui, mas sim concentra renda. A terceira seção introduz os dados utilizados, enfatizando a elaboração da variável instrumental, e apresenta o modelo econométrico utilizado. Os resultados são reportados na quarta seção. A última discute as conclusões.

## 2. Modelo Teórico

Como motivação para o trabalho empírico desenvolvido nas próximas seções, apresenta-se aqui uma versão do modelo proposto por Alesina, Baqir e Easterly (2000)<sup>7</sup>. A idéia, mais do que desenvolver um modelo em si, é mostrar que, com algumas ligeiras modificações, conseguimos chegar a um resultado oposto ao dos autores, a saber, que o emprego público não redistribui, mas sim concentra renda.

Consideremos uma jurisdição política, a qual chamaremos de “cidade”. Neste modelo de dois períodos, os eleitores devem decidir se reelegem ou não o prefeito desta cidade ao final do primeiro período. Há dois grupos de eleitores na cidade: um que chamaremos de “ricos” (ou “minoría”), e outro que chamaremos de “pobres” (ou “maioría”). A questão relevante aqui é que não é possível vencer as eleições sem o apoio da maioria. Logo, os políticos não podem ignorar este grupo se quiserem ser reeleitos.

O político no poder deve decidir se vai transferir e quanto vai transferir para os ricos. Esta redistribuição de renda pode se dar diretamente, através de uma transferência de dinheiro financiada por impostos sobre a renda, ou indiretamente. A forma “indireta” é viável desde que a minoría receba renda através do emprego de seus membros no setor público, que paga salários mais altos que o setor privado em média. O membro representativo da maioria tem a seguinte função de utilidade (o subscrito  $R$  se refere aos “ricos” ou “minoría”):

$$u_R = y_R - t_R + R + T \quad (1)$$

onde  $t_R$  são impostos pagos pelos ricos,  $R$  a renda advinda do emprego no setor público,  $y_M$  a renda advinda de outras atividades e  $T$  a transferência direta per capita (subsídio para agricultura, por exemplo). O membro representativo da maioria tem uma função de utilidade linear igual a (o subscrito  $P$  representa “pobres”):

---

<sup>7</sup> Modelo este, por sua vez, baseado em Coate e Morris (1995).

$$u_p = y_p - t_p + B \quad (2)$$

onde  $B$  são os benefícios advindos do serviço público,  $y_p$  é a renda dos pobres, dada exogenamente, e  $t_p$  os impostos pagos pelos pobres.

Alesina, Baqir e Easterly (2000) não entram na discussão de como os benefícios do emprego público são compartilhados entre os membros da “minoria”, no caso deles, os pobres. Uma possibilidade, apontam os autores, é que os membros da “minoria” sejam escolhidos aleatoriamente para empregos públicos. O projeto público, por sua vez, pode ser uma nova ponte, que para ser construída precisa de mão-de-obra da “minoria”, mas produz benefícios para a “classe média”. Por simplicidade, os autores impõem a restrição de que todos os benefícios dos projetos para os “pobres” vêm do aumento da renda advindo do aumento do emprego<sup>8</sup>. Como se sabe, no Brasil, em especial, os funcionários contratados para a construção de uma ponte não seriam servidores públicos, mas possivelmente empregados de uma empreiteira que ganhou a licitação pública para a construção da ponte. É mais razoável supor que funcionários públicos como médicos, por exemplo, que tem boa formação acadêmica e ganham bons salários e que prestam serviços para os mais pobres.

O prefeito eleito no primeiro período pode então fazer uma transferência de dinheiro  $T \geq 0$ , financiada com impostos e contratar ou não mais funcionários. Há incerteza sobre o retorno dos serviços; com probabilidade  $\theta$  os serviços geram altos benefícios ( $B_A$ ) e com probabilidade  $1 - \theta$  os serviços geram baixos benefícios ( $B_B$ ), com  $B_A > B_B > 0$ . A probabilidade  $\theta$  pode assumir dois valores, um pequeno ( $\theta_B$ ) ou um alto ( $\theta_A$ ), com  $\theta_B < \theta_A$ . Os políticos, mas não os cidadãos, observam a realização de  $\theta$  antes de decidir se vão ou não contratar mais servidores públicos.

O retorno esperado do projeto para os pobres,  $\bar{B}(\theta)$ , é igual a:

$$\bar{B}(\theta) = \theta B_A + (1 - \theta) B_B - t_p \quad (3)$$

Vamos assumir que:

$$(I) \bar{B}(\theta_A) > 0 \quad (4)$$

$$(II) \bar{B}(\theta_B) < -R \quad (5)$$

Logo, (5) determina que, quando  $\theta = \theta_A$ , os serviços dão um retorno esperado líquido positivo para os pobres. A equação (5) determina que, se  $\theta = \theta_B$ , o benefício esperado pelos pobres será negativo; (5) também aponta que, com informação perfeita, a “maioria” iria preferir ser taxada para financiar uma transferência de renda direta para os ricos ao invés da expansão do serviço público.

---

<sup>8</sup> Como ressaltam os autores, o modelo poderia ser estendido para o caso em que o projeto também traz algum benefício para os “pobres”. No exemplo da ponte, este caso implica que os membros da “minoria” também usam a ponte, além, é claro, de serem empregados na sua construção.

Existem dois tipos de político: um favorável aos “ricos” ( $I=R$ ) e outro aos “pobres” ( $I=P$ ). Quando os políticos não são eleitos, a utilidade deles é zero. Quando eleito, a função de utilidade do político  $P$  é:

$$V_P = V_P(u_P - y_P) \quad (6)$$

onde  $V_P(\bullet)$  é uma função crescente e  $V_P(0) > 0$ . Ou seja, mesmo quando o político falha em gerar utilidade maior que  $y_P$  para os pobres, ele ainda prefere ser eleito a não ser. Analogamente, o nível de utilidade para o político  $R$  é dado por:

$$V_R = V_R(u_P - y_P, y_R) \quad (7)$$

com  $V_P(0,0) > 0$ . Nós também assumimos que o político do tipo  $R$  prefere introduzir o projeto mesmo quando  $\theta = \theta_B$ . Note que a equação (7) implica que o político do tipo  $R$  também se preocupa um pouco com os “pobres”. Isto não é tão importante; a hipótese crucial aqui é a de que, mesmo quando ele gera zero de utilidade para a minoria, ele prefere ser eleito a não ser.

Os eleitores não sabem se o prefeito é do tipo  $R$  ou do tipo  $P$ . Como o prefeito só consegue ser reeleito com o apoio dos pobres, o político do tipo  $R$  tem incentivo para se apresentar como do tipo  $P$ . Em outras palavras, a estrutura de incentivos é tal que nenhum político iria dizer que é do tipo  $R$ , de modo que não é possível acreditar que um político que se diz do tipo  $P$  esteja dizendo a verdade. Os eleitores atribuem probabilidade ao tipo do político:  $\lambda_p^I$  é a probabilidade do prefeito em exercício ser do tipo  $P$ ;  $\lambda_p^C$  é a probabilidade de seu concorrente nas eleições ser do tipo  $P$ .  $\lambda_p^C$  é obtida a partir de uma distribuição acumulada  $G(\lambda_p^C)$ ; o prefeito conhece  $\lambda_p^I$ .

Sob uma hipótese razoável sobre a evolução das crenças dos eleitores<sup>9</sup>, Coate e Morris (1995) estabelecem o seguinte:

*Resultado: Existe um  $\lambda^* \in (0,1)$  tal que um prefeito do tipo  $R$  sempre escolhe expandir o serviço público e não fazer transferências diretas ( $T = 0$ ), se  $\lambda_p^I > \lambda^*$ . Um prefeito do tipo  $P$  implementa o serviço apenas se  $\theta = \theta_A$ .*

*Prova:* Proposição 2 de Coate e Morris (1995).

Em outras palavras, a idéia é que, para certos valores dos parâmetros, o político  $R$  escolheria aumentar o emprego público mesmo se isso fosse ineficiente, isto é,  $\theta = \theta_B$ . A razão é que, se o prefeito  $R$  escolhesse transferências diretas quando elas são eficientes (isto é,  $\theta = \theta_B$ ) ele iria revelar seu tipo e perder as eleições. Se  $\lambda_p^I$  é alto, então o prefeito do tipo  $R$  tem uma chance relativamente grande de ser reeleito. Conseqüentemente, ele tem um

<sup>9</sup> A hipótese é de “crenças monotônicas”. Informalmente, a hipótese coloca que dado um par de transferências  $T'$  e  $T$  escolhido no primeiro período, se  $T' \geq T$  então a probabilidade ex post de o prefeito ser do tipo  $P$  ( $\alpha$  e  $\alpha'$ ) é tal que  $\alpha' \leq \alpha$ .

forte incentivo para não revelar seu tipo. Se ele revela seu tipo, ele pode adotar políticas mais eficientes no primeiro período. Entretanto, ele certamente não será reeleito. A reeleição aumenta sua utilidade por duas razões: ele pode implementar as políticas mais desejadas para os “ricos” e pode aproveitar os benefícios pessoais de ser prefeito. Logo, se  $\lambda_p^l$  é alto, os custos de revelar seu tipo são suficientemente altos para compensar a escolha de projetos ineficientes ao invés transferências diretas. Por outro lado, se  $\lambda_p^l$  é baixo, ele tem muito pouco a perder ao revelar seu tipo. Logo, o prefeito pode escolher implementar o projeto apenas se é eficiente, isto é,  $\theta = \theta_A$  e fazer transferências diretas caso contrário.

Portanto, ao utilizarmos o mesmo conjunto de hipóteses de Alesina, Baqir e Easterly (2000), trocando apenas quem é o grupo de apoio e a ideologia do prefeito, conseguimos obter resultados opostos, ou seja, políticos apoiados pelos “ricos” tendem a aumentar o emprego público (executar o projeto) pois estes seriam beneficiados. Ainda, os pobres seriam beneficiados indiretamente pois poderiam usufruir destes serviços.

### 3. Dados e Implementação empírica

#### 3.1 Descrição dos Dados

A Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), aprovada em 2000 pelo Congresso, foi introduzida com o objetivo de conter o endividamento crescente das unidades da federação e melhorar a qualidade do gasto público, tendo estabelecido limites para as despesas com pessoal e para o endividamento público, bem como mecanismos claros para a correção de eventuais desvios. No caso dos municípios, no qual estamos interessados aqui, a LRF determina que eles devem comprometer no máximo 60% de sua receita corrente líquida<sup>10</sup> (RCL) em gasto com pessoal e que a sua dívida consolidada não deve ultrapassar 1,2 vez sua RCL.

Giubert (2005) estuda o efeito da LRF sobre os municípios brasileiros. A autora constata que os problemas de déficit corrente e gasto excessivo com pessoal não aparecem de modo generalizado, restringindo-se a uma pequena parcela dos municípios. Isso indica que o limite imposto pela Lei não afeta na média os municípios. Entretanto, ressalta a autora, a análise do impacto sobre os municípios que especificamente enfrentavam um elevado gasto com pessoal mostra que a LRF é relevante para controlar esse item de despesa. Com isso, é razoável imaginar que, em 2000, parte da variação do emprego público entre os municípios brasileiros (especialmente daqueles que não se enquadravam nos limites impostos pela LRF) seja explicada pela LRF, aprovada naquele ano.

Assim, a variável instrumental é uma variável *dummy*, igual a 1 para os municípios que gastaram mais de 60% de sua RCL com pessoal em pelo menos um ano entre 1997 e 1999, mas que em 2000 já se enquadravam no limite imposto pela LRF; e igual a 0 para os demais municípios (*lrf*). Uma das hipóteses aqui é que mesmo os municípios que já se

---

<sup>10</sup> A receita corrente líquida é dada pelo somatório das receitas tributárias, das contribuições patrimoniais, industriais, agropecuárias, de serviços, transferências correntes e outras receitas correntes, deduzidos: a contribuição dos servidores para o custeio de seu sistema de previdência e assistência social e as receitas provenientes da compensação financeira entre os regimes de previdência quando o funcionário trabalha no setor privado; incluídos os valores pagos e recebidos em decorrência da Lei Complementar nº 87, de 13 de setembro de 1996, Lei Kandir, e do fundo previsto pelo art. 60 do Ato das Disposições Constitucionais Transitórias, atual FUNDEF (Giubert (2005)).

enquadravam na LRF antes de ela ser aprovada, mas em algum momento estavam fora do limite estabelecido para gasto com pessoal, deixaram algum ajuste para ser feito em 2000. Outra hipótese é que os municípios que em 2000 ainda não se enquadravam no limite sobre o gasto com pessoal pela LRF não fizeram esforço significativo na redução do emprego público. Entretanto, relaxamos essa última hipótese quando testamos o modelo com uma *dummy* igual a 1 para os municípios que gastaram mais de 60% de sua RCL com pessoal em pelo menos um ano entre 1997 e 2000, e igual a 0 para os demais municípios (*lrfl*).

Poder-se-ia argumentar que os gastos com pessoal não foram afetados pela LRF já em 2000, ano de aprovação da Lei. Entretanto, conforme reportam Nunes e Nunes (2003, pp. 16), “ainda que se considere que, no primeiro ano, o ajuste fiscal foi parcial, porque as administrações já trabalhavam com orçamentos aprovados no ano anterior, muitos ajustes que não dependiam dos orçamentos foram efetivamente realizados”.

A amostra contém 4322 municípios, para os quais tínhamos disponíveis dados sobre a receita corrente líquida e despesa total com pessoal em 1999. Estes dados foram obtidos no sítio do Ministério da Fazenda ([www.tesouro.fazenda.gov.br](http://www.tesouro.fazenda.gov.br)). As demais variáveis foram quase todas retiradas do último Censo do IBGE, realizado em 2000. Os dados sobre desigualdade de renda dos municípios (Índice de Gini) foram obtidos no sítio do IPEA ([www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)). As variáveis utilizadas neste trabalho estão descritas na tabela 1, a seguir. Na tabela 2 apresentamos um resumo das estatísticas descritivas.

A tabela 3 apresenta as correlações não-condicionais entre as variáveis. Como podemos observar, a correlação entre emprego público e desigualdade de renda é positiva, mas bastante baixa. Alesina et alli (2000) encontram uma correlação positiva e mais elevada (0,34) entre essas duas variáveis nos municípios norte-americanos<sup>11</sup>.

---

<sup>11</sup> Os autores consideram apenas os municípios com população acima de 25.000 habitantes.

**Tabela 1: Descrição das Variáveis**

<b>Variável</b>	<b>Descrição</b>	<b>Fonte</b>
gini	Mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar per capita. Seu valor varia de 0, quando não há desigualdade, a 1, quando a desigualdade é máxima	IPEA
empublic	Proporção do emprego público (militares e funcionários estatutários) na população do município	Censo 2000 - IBGE
empublic1	Proporção do emprego público (militares e funcionários estatutários) na população economicamente ativa do município	Censo 2000 - IBGE
lrf	Variável dummy, igual a 1 para os municípios que gastaram mais de 60% de sua RCL com pessoal em pelo menos um ano entre 1997 e 1999, mas que em 2000 já se enquadravam no limite imposto pela LRF; e igual a 0 para os demais municípios.	Finbra (Elaborada pelo autor)
lrf1	Variável dummy, igual a 1 para os municípios que gastaram mais de 60% de sua RCL com pessoal em pelo menos um ano entre 1997 e 2000	Finbra (Elaborada pelo autor)
lrf2	Variável dummy, igual a 1 para os municípios que gastaram mais de 60% de sua RCL com pessoal em pelo menos um ano entre 1997 e 1999	Finbra (Elaborada pelo autor)
idosos	Percentual de pessoas com 65 anos ou mais de idade que vivem sozinhas em domicílio particular permanente	Censo 2000 - IBGE
jovens	Percentual de pessoas com idade entre 15 e 25 anos	Censo 2000 - IBGE
educ1	Percentual de pessoas de 25 ou mais anos de idade que completaram pelo menos um ano de curso universitário	Censo 2000 - IBGE
proprural	Percentual da população residente na área rural (nesta população se exclui os empregados domésticos e pensionistas)	Censo 2000 - IBGE
desemp	Proporção da população desocupada na população economicamente ativa	Censo 2000 - IBGE
rendapc	Razão entre o somatório da renda per capita de todos os indivíduos e o número total desses indivíduos. A renda per capita de cada indivíduo é definida como a razão entre a soma da renda de todos os membros da família e o número de membros da mesma. Valores expressos em reais de 1º de agosto de 2000	Censo 2000 - IBGE
pol	Variável dummy, igual a 1 para os municípios cujo prefeito eleito em 1996 era do mesmo partido do governador eleito em 1998 no respectivo estado	TSE (elaborada pelo autor)
despessoal1	Despesa total do estado com pessoal per capita	Finbra (STN)
transfestado	Montante de recursos recebido via transferências do estado per capita	Finbra (STN)
transfuniao	Montante de recursos recebido via transferências da união per capita	Finbra (STN)
pop	Número de habitantes do município	Censo 2000 - IBGE

**Tabela 2: Estatísticas descritivas**

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão
gini	0,56	0,55	0,36	0,82	0,06
empubli	2,27	2,00	0,00	16,87	1,46
empubli1	5,19	4,50	0,00	35,92	3,45
lrf	0,15	0,00	0,00	1,00	0,36
lrf1	0,23	0,00	0,00	1,00	0,42
lrf2	0,19	0,00	0,00	1,00	0,39
idosos	13,24	13,17	0,15	28,71	4,10
jovens	19,36	19,33	13,08	25,12	1,91
educ1	3,67	2,92	0,00	33,83	3,13
proprural	39,57	38,71	0,00	100,00	23,65
desemp	10,94	10,36	0,00	45,30	6,09
rendapc	185,01	178,24	30,43	954,65	97,05
pol	0,22	0,00	0,00	1,00	0,41
despesoal1	354,71	344,39	145,79	739,00	121,85
transfestado	319,69	234,76	0,00	111933,98	1875,29
transfuniao	183,86	136,63	0,00	21911,56	480,09
pop	33377,24	10253,50	795,00	10434252,00	207552,99

**Tabela 3: Matriz de Correlação**

Variável	gini	empubli	empubli1	idosos	jovens	educ1	proprural	desemp	rendapc	pol	despesoal1	transfestado	transfuniao	pop
gini	1,00	0,02	0,13	-0,04	0,33	-0,09	0,06	0,19	-0,22	0,01	-0,29	0,01	-0,05	0,06
empubli	0,02	1,00	0,95	0,16	-0,11	0,02	-0,03	-0,03	0,00	-0,03	0,14	0,13	0,10	-0,02
empubli1	0,13	0,95	1,00	0,13	0,01	-0,08	-0,02	0,05	-0,15	-0,01	0,03	0,15	0,09	-0,03
idosos	-0,04	0,16	0,13	1,00	-0,12	0,19	-0,16	0,15	0,16	0,00	0,22	-0,01	0,03	0,00
jovens	0,33	-0,11	0,01	-0,12	1,00	-0,26	0,07	0,35	-0,43	0,07	-0,49	-0,01	-0,07	0,05
educ1	-0,09	0,02	-0,08	0,19	-0,26	1,00	-0,19	0,18	0,83	-0,01	0,47	-0,03	0,08	0,29
proprural	0,06	-0,03	-0,02	-0,16	0,07	-0,19	1,00	-0,10	-0,18	-0,03	-0,27	-0,04	-0,08	-0,02
desemp	0,19	-0,03	0,05	0,15	0,35	0,18	-0,10	1,00	0,00	0,02	-0,03	0,00	0,02	0,12
rendapc	-0,22	0,00	-0,15	0,16	-0,43	0,83	-0,18	0,00	1,00	-0,03	0,60	-0,02	0,14	0,22
pol	0,01	-0,03	-0,01	0,00	0,07	-0,01	-0,03	0,02	-0,03	1,00	-0,04	-0,01	-0,01	0,00
despesoal1	-0,29	0,14	0,03	0,22	-0,49	0,47	-0,27	-0,03	0,60	-0,04	1,00	0,00	0,16	0,04
transfestado	0,01	0,13	0,15	-0,01	-0,01	-0,03	-0,04	0,00	-0,02	-0,01	0,00	1,00	0,70	-0,01
transfuniao	-0,05	0,10	0,09	0,03	-0,07	0,08	-0,08	0,02	0,14	-0,01	0,16	0,70	1,00	0,00
pop	0,06	-0,02	-0,03	0,00	0,05	0,29	-0,02	0,12	0,22	0,00	0,04	-0,01	0,00	1,00

### 3.2 Modelo Econométrico

Utilizaremos o procedimento conhecido como método dos mínimos quadrados em dois estágios. No primeiro estágio, fazemos a regressão do emprego público na variável instrumental e demais controles, como mostra a equação (8) abaixo.

$$empubli_i = \alpha + \beta lrf_i + \gamma controles_i + \mu_i \quad (8)$$

onde  $\alpha$  é a constante,  $empubli_i$  denota a proporção do emprego público para o município  $i$ ,  $lrf_i$  é a variável instrumental e  $controles_i$  correspondem as demais variáveis de controle para este município. Ainda,  $\mu_i$  é assumido independente e identicamente distribuído (i.i.d.) com distribuição normal, média zero e variância igual a um. Espera-se que o sinal do coeficiente do instrumento seja negativo, visto que a LRF impôs limites para o gasto com pessoal e, conseqüentemente, deve ter sido responsável por uma redução do emprego público nos municípios que gastavam excessivamente com pessoal mas entraram no limite imposto pela LRF após sua aprovação no Congresso.

O passo seguinte é utilizar a variável dependente desigualdade, aqui medida pela variável *gini*, e as variáveis independentes emprego público (valor previsto da variável *empublic<sub>i</sub>*) e demais controles na próxima regressão, conforme mostra a equação (9).

$$gini_i = \eta + \delta \widehat{empublic}_i + \lambda \text{controles}_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

onde  $\eta$  é a constante,  $\widehat{empublic}_i$  corresponde ao valor estimado no primeiro estágio da variável proporção do emprego público no município *i*, e *controles* identificam as demais variáveis utilizadas na regressão. Assume-se também que os resíduos  $\varepsilon_i$  têm distribuição normal com média zero e variância um e sejam i.i.d..

## 5. Resultados

Antes de apresentar os resultados da estimação em dois estágios, a tabela 4 reporta os resultados da regressão da desigualdade de renda contra emprego público e demais controles sem o uso de instrumentos, ou seja, utiliza-se aqui a mesma metodologia utilizada em Alesina et alli (2000). O coeficiente do emprego público é positivo e significativo. Porém, não é possível inferir qualquer tipo de causalidade a partir desse modelo já que a desigualdade de renda e o emprego público são determinados simultaneamente e, portanto, o emprego público está correlacionado com o erro da regressão. Este resultado sugere que aumentos na proporção de emprego público estejam associados a aumentos na desigualdade de renda. Uma interpretação possível e utilizada pelos autores acima é que autoridades locais respondem a altas na desigualdade de renda com aumentos na proporção de empregos públicos, porém pode-se argumentar exatamente o oposto conforme explicado no modelo teórico.<sup>12</sup>

---

<sup>12</sup> Para isto basta inverter a variável aqui independente *gini* como dependente e a variável *empublic* dependente neste caso, para independente.

<b>Tabela 4: Resultado da Regressão MQO</b>	
Variável dependente: Gini	
Variáveis explicativas	
c	0,465947* (0,013487)
empubli	0,002948* (0,000634)
idosos	-0,0000593 (0,000225)
jovens	0,005756* (0,000595)
educ1	0,002578* (0,000554)
desemp	0,000867* (0,000167)
rendapc	-0,0000877* (0,0000239)
despessoal1	-0,0000877* (0,000011)
transfuniao	-0,00000133 (0,00000195)
pop	0,0000000113* (0,0000000032)
R <sup>2</sup> Ajustado	0.156990
Estatística F	90.40897
Desvio-padrão em parênteses	
*, ** e *** significante a 1%, 5% e 10%, respectivamente	

Por outro lado, a tabela 5 reporta os resultados da regressão do primeiro estágio, na qual regride-se o emprego público contra a variável instrumental e demais controles. Além das duas opções de *dummies* a que nos referimos na seção anterior, também consideramos a seguinte alternativa, igual a 1 para os municípios que gastavam mais de 60% de sua RCL em pessoal em pelo menos um ano entre 1997 e 1999 e igual a zero para os demais municípios (*lrf2*). Em todos os casos o coeficiente da variável instrumental é negativo e significativo, o que confirma nossas expectativas e atesta a validade do instrumento.

A tabela 6 apresenta os resultados das regressões por mínimos quadrados em dois estágios, nas quais utilizamos as variáveis *lrf*, *lrf1* e *lrf2* como instrumento para o emprego público no município. Conforme pode-se observar, o coeficiente do emprego público, que era positivo e significativo quando utilizamos MQO, agora é negativo e não-significativo, indicando que o tamanho do setor público não afeta a desigualdade de renda nas cidades brasileiras. Uma possível explicação reside no fato de que, de maneira geral, os servidores públicos representam uma parcela muito pequena da população (ver tabela 2), de modo que, embora o diferencial de salários entre o setor público e o setor privado seja positivo, eles não são capazes de afetar significativamente a desigualdade de renda nos municípios.

Um ponto importante a ser considerado aqui é que os dados consideram apenas funcionários públicos estatutários e militares. Se levarmos em conta o emprego público amplo, que considera também funcionários civis regidos pela CLT, a proporção dos funcionários públicos no total da população do município deve aumentar sensivelmente (ver Bender e Fernandes (2006) para mais detalhes sobre a dinâmica do emprego público no Brasil entre 1992 e 2004).

**Tabela 5: Resultado da Regressão do Primeiro Estágio**

Variável dependente: empublic			
Variáveis explicativas			
c	2,78077* (0,332449)	2,788767* (0,332478)	2,780847* (0,33227)
lrf	-0,122685** (0,055975)	-	-
lrf1	-	-0,105074** (0,04988)	-
lrf2	-	-	-0,117245** (0,051913)
idosos	0,048714* (0,006474)	0,048987* (0,006485)	0,048959* (0,006485)
jovens	-0,063709* (0,015547)	-0,064049* (0,015559)	-0,06386* (0,015549)
educ1	0,043322* (0,013019)	0,04359* (0,013011)	0,04367* (0,013011)
desemp	-0,008087*** (0,00443)	-0,008112*** (0,004442)	-0,007983*** (0,004455)
rendapc	-0,003445* (0,000447)	-0,003462* (0,000446)	-0,003455* (0,000447)
despessoal1	0,001723* (0,000248)	0,00173* (0,000248)	0,001731* (0,000248)
transfuniao	0,000276 (0,000181)	0,000277 (0,000179)	0,000278 (0,000179)
pop	7,19E-08 (0,0000000554)	7,09E-08 (0,0000000551)	0,000000071 (0,0000000552)
R <sup>2</sup> Ajustado	0,059864	0,059858	0,059946
Estatística F	31,57127	31,56814	31,61606

Desvio-padrão em parênteses

\*, \*\* e \*\*\* significante a 1%, 5% e 10%, respectivamente

Com relação aos controles, observamos que o coeficiente de *educ1* é positivo e significativo a 1%, o que seria de se esperar já que os retornos à escolaridade no Brasil são altos se comparados aos demais países e crescentes com o nível de ensino (ver Fernandes e Menezes-Filho (2000)). *Jovens* e *desemp* também apresentam coeficientes significativos a 1% e estão positivamente correlacionadas com o nível de desigualdade. Além disso, o coeficiente de *rendapc* é negativo e significativo a 10%, enquanto o de *pop* é positivo e significativo, sugerindo que o nível de desigualdade aumenta com o tamanho da população.

Para contemplar possível heterogeneidade da amostra com relação ao tamanho e renda dos municípios, primeiramente repartimos a amostra em municípios “pequenos” (com população abaixo de 20.000 habitantes) e “grandes” (com população acima de 20.000 habitantes) e depois a dividimos em municípios “pobres” (com renda per capita inferior a R\$ 200) e “ricos” (com renda per capita superior a R\$ 200).

<b>Tabela 6: Resultado da Regressão MQ2E</b>			
Variável dependente: Gini			
Variável Instrumental	lrf	lrf1	lrf2
Variáveis explicativas			
c	0,504702*	0,508097*	0,486374*
	(0,060773)	(0,059653)	(0,054494)
empubli	-0,010912	-0,012126	-0,004357
	(0,02127)	(0,020843)	(0,019042)
idosos	0,000613	0,000671	0,000295
	(0,00106)	(0,001034)	(0,000949)
jovens	0,004867*	0,004789*	0,005287*
	(0,00148)	(0,001459)	(0,001334)
educ1	0,003167*	0,003219*	0,002889*
	(0,001081)	(0,001075)	(0,000988)
desemp	0,000743*	0,000732*	0,000801*
	(0,000259)	(0,000255)	(0,000241)
rendapc	-0,000135***	-0,000139***	-0,000113
	(0,0000767)	(0,0000759)	(0,0000693)
despessoal1	-0,0000642***	-0,0000622***	-0,0000753**
	(0,0000371)	(0,0000368)	(0,0000336)
transfuniao	0,00000249	0,00000282	0,000000682
	(0,00000654)	(0,00000643)	(0,00000561)
pop	0,0000000123*	0,0000000124*	0,0000000118*
	(0,0000000041)	(0,00000000415)	(0,00000000378)
Estadística F	77,15113	75,52116	84,34671

Desvio-padrão em parênteses

\*, \*\* e \*\*\* significante a 1%, 5% e 10%, respectivamente

Os resultados estão reportados nas tabelas 7 e 8, respectivamente. Ainda que não sejam significativos, é interessante notar que os coeficientes de *empubli* são negativos para os municípios “pequenos” e “pobres” – assim como para a amostra como um todo –, mas são positivos na subamostra que considera apenas os municípios maiores e mais ricos.

<b>Tabela 7: Tamanho da População</b>		
Variável dependente: Gini		
	Municípios "Pequenos"	Municípios "Grandes"
nº de observações	3146	1176
empubli	-0,005748	0,017156
	(0,161357)	(0,064114)

Desvio-padrão em parênteses

\*, \*\* e \*\*\* significante a 1%, 5% e 10%, respectivamente

Os demais controles foram omitidos da tabela

Utilizamos *lrf* como variável instrumental para *empubli*

**Tabela 8: Renda per Capita**

Variável dependente: Gini		
	Municípios "Pobres"	Municípios "Ricos"
nº de observações	2530	1792
empublic	-0,005535 (0,015152)	0,191982 (0,820674)

Desvio-padrão em parênteses

\*, \*\* e \*\*\* significante a 1%, 5% e 10%, respectivamente

Os demais controles foram omitidos da tabela

Utilizamos *lrf* como variável instrumental para *empublic*

## 6. Conclusão

Existem diversas teorias e evidências empíricas que sugerem que o emprego público pode ser usado com fins redistributivos. Por exemplo, Alesina, Baqir e Easterly (2000) argumentam que os políticos podem usar essa prática para evitar oposição a esquemas explícitos de transferência de renda. Entretanto, dada a ampla constatação de que o diferencial de salários entre funcionários públicos e privados no Brasil é positivo, pode-se argumentar que o aumento no número de servidores públicos acaba por criar uma minoria rica em relação ao restante da população, o que aumenta a concentração de renda. O primeiro objetivo desse trabalho é desenvolver um modelo para mostrar que a política de criação de empregos públicos pode aumentar a concentração de renda nas cidades. Mostramos que, ao utilizarmos o mesmo conjunto de hipóteses de Alesina, Baqir e Easterly (2000), trocando apenas quem é o grupo de apoio e a ideologia do prefeito, conseguimos obter resultados opostos, ou seja, políticos apoiados pelos “ricos” tendem a aumentar o emprego público (executar o projeto) pois estes seriam beneficiados. Ainda, os pobres seriam beneficiados indiretamente pois poderiam usufruir destes serviços.

A seguir, a hipótese que o emprego público verificado nas cidades brasileiras causa um aumento de desigualdade de renda nestas cidades é testada. Uma vez que desigualdade de renda e o emprego público são determinados simultaneamente, isto inviabiliza o uso de uma regressão da desigualdade de renda contra emprego público mesmo com o uso de demais controles, já que o emprego público está correlacionado com o erro da regressão. Para resolver esse problema, utilizamos a Lei de Responsabilidade Fiscal como instrumento para a variação exógena do emprego público. Com isso o viés de simultaneidade é eliminado e conseguimos determinar uma relação causal entre emprego público e desigualdade de renda.

Ao contrário dos resultados obtidos por mínimos quadrados ordinários e similares ao apresentados por Alesina et alli (2000), os resultados das regressões por mínimos quadrados em dois estágios sugerem que o emprego público não afeta a desigualdade de renda nos municípios brasileiros. Entretanto, ainda que o emprego público não seja significativo, é interessante notar que ele afeta negativamente a desigualdade de renda nos municípios “pequenos” e “pobres”, assim como para a amostra como um todo, mas aumenta a desigualdade nos municípios maiores e mais ricos.

## Referências Bibliográficas

- Alesina, A., Baqir, R., Easterly, W. (2000) “Redistributive Public Employment”, *Journal of Urban Economics*, Vol. 48, p. 219-241.
- Alesina, A., Danninger, S., Rostagno, M. (2001) “Redistribution Through Public Employment: The Case of Italy”, *IMF Staff Papers*, Vol. 48, Nº 3, p. 447-473.
- Ashenfelter, O.C.; Ehrenberg, R.G. (1975) “The demand for labor in the public sector”. Em: D. Hamermesh, ed., *Labor in the Public and Nonprofit Sectors*, pp. 55-84. Princeton University Press.
- Beluzzo, W., Anuatti-Neto, F., Pezello, E. T., (2005) “Distribuição de Salários e o Diferencial Público-Privado no Brasil”. *Revista Brasileira de Economia*, Vol. 59, n. 4, p. 511-533.
- Bender, S., Fernandes, R. (2006) “Gastos Públicos com Pessoal: Uma Análise de Emprego e Salário no Setor Público Brasileiro no Período 1992 – 2004” em Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia, Salvador (Bahia).
- Blank, R. M. (1993) “Public sector growth and labour market flexibility: the United States vs. the United Kingdom” Working paper 4339 NBER
- Borjas, G.J. (1986) “The Earnings of State Government Employees in the United States”, *Journal of Urban Economics*, 19, 156-173.
- Boycko, M., Shleifer, A., Vishny, R. W. (1996) “A theory of privatization”, *Economic Journal*, 106, pp. 309-319.
- Coate, S., Morris, S. (1995) “On the form of transfers to special interests”, *Journal of Political Economy*, 103, 1210-1236.
- Courant, P. N., Gramlich, M. N., Rubinfeld, D. L. (1979) “Public employee market power and the level of government spending” *American Economic Review*, 69, pp. 806-817.
- Dixit, A. (1997) “Power in incentives in private versus public organizations”, *American Economic Review*, 87, pp. 378-382.
- Ehrenberg, R.G. (1973) “The demand for state and local government employees”, *American Economic Review*, 63, pp. 366-379.
- Ehrenberg R.G.; Goldstein, G.S. (1975) “A model of public sector wage determination”, *Journal of Urban Economics*, 2, pp. 223-245.
- Ehrenberg, R., Schwarz, J. (1986) “Public Sector Labor Markets” in *Handbook of Labor Economics*, ed. by Ashenfelter and Layard, Vol. 2. North-Holland, Amsterdam.

- Fernandes, R., Menezes-Filho, N. (2000) “A evolução da desigualdade no Brasil metropolitano entre 1983 e 1997”, *Estudos Econômicos*, 30 (4), p. 549–569.
- Foguel, M. N.; Barros, R.P.; Gill, I.; Mendonça, R. (2000) “The public-private wage gap in Brazil”. *Revista Brasileira de Economia*, Vol. 54, n. 4, p. 433-472.
- Freeman, R. B. (1986) “Unionism comes to the public sector”, *Journal of Economic Literature*, 24, pp. 41-86.
- Giubert, A. (2005) “Lei de Responsabilidade Fiscal: efeitos sobre o gasto com pessoal dos municípios brasileiros”, em Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia, Natal (Rio Grande do Norte).
- Gregory, R.G.; Borland, J. (1999) “Recent Developments in Public Sector Labor Markets”, em Ashenfelter, O. e D. Card, eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, cap. 53, pp. 573-3630. Elsevier/North-Holland.
- Gyourko, J.; Tracy, J. (1991) “Public sector bargaining and the local budgetary process”. In: R. Ehrenberg, ed., *Research in Labor Economics*, 12, pp. 117-136.
- Hart, O., Shleifer, A., Vishny, R. W. (1997) “The Proper Scope of Government: Theory and an Application to Prisons”, *Quarterly Journal of Economics*, 112, pp. 1127-1161.
- Ingham, M. (1987) “Local Government Demand for Labour in England and Wales”, *Scottish Journal of Politic Economy*, 34, pp. 267-284.
- Klevorick, A. K. (1975) “Comment”, em D. Hamermesh, ed., *Labor in the Public and Nonprofit Sectors*. Princeton University Press, pp. 49-54.
- Lopez-de-Silanes, E., Shleifer, A., Vishny, R., W. (1995) “Privatization in the United States” Working paper 5113, NBER.
- Mattos, E.. (2006) “Avaliando a eficiência alocativa dos municípios paulistas”. Estudo Econômicos, no prelo.
- Mattos, E. e Rocha, F. (2007) “Inequality and size of government: Evidence for Brazilian States”. *Journal of Economic Studies*, forthcoming.
- Meltzer, A., Richards, S. (1981) “A rational theory of the size of government”, *Journal of Political Economy*, 81, pp. 914-927.
- Moriconi G. M., Moura Neto, J. S., Marconi N., Arvate, P. R. (2006) “Evidências sobre o comportamento dos governos estaduais na determinação dos salários dos servidores públicos no Brasil”, em Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia, Salvador (Bahia).

- Niskanen, W.A. (1971) *Bureaucracy and representative government*. Chicago: Aldine-Atherton.
- Niskanen, W.A. (1975) “Bureaucracy and politicians”, *Journal of Law and Economics*, 18, pp. 617-643.
- Nunes, S., Nunes, C. (2003) “Dois Anos de Responsabilidade Fiscal no Brasil: Uma Avaliação do Resultado à Luz do Modelo do Fundo Comum”, *Trabalho de Discussão Universidade de Brasília* n. 276.
- Perotti, R. (1996) “Democracy, income distribution and growth: What the data say”, *Journal of Economic Growth*, 7, pp. 149-187.
- Reder, M. N. (1975) “The Theory of Employment and Wages in the Public Sector”. Em: D. Hamermesh, ed., *Labor in the Public and Nonprofit Sectors*. Princeton University Press, pp. 1-48.
- Rodriguez, F. (1997) “Does Inequality Lead to Redistribution?” Harvard University, unpublished.
- Rodriguez, F (1997) “Inequality, Redistribution and Rent Seeking”, Harvard University, unpublished.
- Rodrik, D. (1997). “What Drives Public Employment?” Working paper 6141, NBER.
- Tirole, J. (1994) “The internal organization of government”, *Oxford Economic Papers*, 46, pp. 1-29.
- Wooldridge, J. “Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data”. 1ª edição. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 2002
- Zax, J. S. (1989) “Employment and local public sector unions”, *Industrial Relations*, 27, pp. 301-317.