

Ulyssea, Gabriel

Working Paper

Informalidade e desempenho econômico: Um análise dos impactors micro e macroeconômicos de políticas para a formalização

Texto para Discussão, No. 1900

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Ulyssea, Gabriel (2013) : Informalidade e desempenho econômico: Um análise dos impactors micro e macroeconômicos de políticas para a formalização, Texto para Discussão, No. 1900, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/91401>

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.

1900

TEXTO PARA DISCUSSÃO

INFORMALIDADE E DESEMPENHO ECONÔMICO: UMA ANÁLISE DOS IMPACTOS MICRO E MACROECONÔMICOS DE POLÍTICAS PARA A FORMALIZAÇÃO

Gabriel Ulyssea

INFORMALIDADE E DESEMPENHO ECONÔMICO: UMA ANÁLISE DOS IMPACTOS MICRO E MACROECONÔMICOS DE POLÍTICAS PARA A FORMALIZAÇÃO*

Gabriel Ulyssea**

* Este texto é um dos capítulos da tese de doutorado do autor, realizado na Universidade de Chicago, com o apoio financeiro da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes), do Ipea e da Universidade de Chicago. Esta é uma versão mais compacta e modificada do artigo original intitulado *Firms, informality and welfare*. O autor é extremamente grato a James J. Heckman, Steven Durlauf e Chang-Tai Hsieh por sua orientação e constante encorajamento. O autor agradece a Azeem Shaik, Stephane Wolton, Rafael Lopes de Melo, Ben Moll, Dimitri Szerman, Carlos Henrique Corseuil e Miguel Foguel por seus comentários, críticas e sugestões. Agradece, ainda, aos participantes de diversas conferências e seminários. Finalmente, o autor agradece imensamente a Ricardo Paes de Barros, por ter sido o primeiro a incentivá-lo a desenvolver este projeto. Todos os erros são de responsabilidade do autor.

** Técnico de Planejamento e Pesquisa e Coordenador de Estudos e Pesquisas em Trabalho e Renda do Ipea.

Governo Federal

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República**
Ministro interino Marcelo Côrtes Neri



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
Marcelo Côrtes Neri

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Renato Coelho Baumann das Neves

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Rogério Boueri Miranda

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura
Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais
Rafael Guerreiro Osorio

Chefe de Gabinete
Sergei Suarez Dillon Soares

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação
João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

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.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2013

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

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.

JEL: 011, 012, 017.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO7

2 O MODELO9

3 ESTIMAÇÃO15

4 SIMULAÇÕES DE POLÍTICA.....23

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....30

REFERÊNCIAS31

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR33

APÊNDICE37

SINOPSE

Este texto desenvolve um arcabouço que permite analisar os impactos micro e macroeconômicos de diferentes políticas para formalização. O modelo é estimado e utilizado para avaliar os efeitos das duas principais abordagens para reduzir a informalidade: *i)* diminuir os custos da formalidade; e *ii)* elevar os custos da informalidade. Os resultados mostram que há importantes *tradeoffs* entre os impactos micro e macro destas abordagens. Políticas que visam aumentar os custos da informalidade têm efeitos piores sobre as firmas que políticas que reduzem os custos da formalização. O oposto é verdade para os indicadores macroeconômicos. Quando considerados os efeitos líquidos sobre o bem-estar agregado, políticas que aumentam o custo da informalidade têm melhor desempenho. Não obstante, reduções no grau de informalidade não estão necessariamente associadas a mais bem-estar.

Palavras-chave: informalidade; avaliações *ex ante*.

ABSTRACTⁱ

This paper develops a framework for performing *ex ante* evaluations of the micro (at the firm level) and macro impacts of formalization policies. I estimate the model and use it to analyze the two main policy approaches towards informality: increasing the costs of informality (the stick), and reducing the costs of formality (the carrot). The results show that there exist important tradeoffs between their micro and macro effects: while stick policies have uniformly worse effects on firms, their effects on aggregate outcomes are better than carrot policies. In net terms, however, stick policies have better welfare effects. Under either approach, informality reductions are not necessarily associated to welfare gains.

Keywords: informality; *ex ante* evaluations.

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

1 INTRODUÇÃO

A persistência de elevados graus de informalidade nos países em desenvolvimento tem suscitado, ao longo dos anos, um intenso debate acerca de quais seriam as melhores políticas para lidar com este fenômeno. É possível classificar as políticas disponíveis em dois grandes grupos: aquelas que visam coibir as atividades informais, aumentando assim o custo da informalidade; e aquelas que visam reduzir os custos da formalidade (ou aumentar seus benefícios). A primeira abordagem deriva de uma visão do setor informal como deletério para o crescimento.¹ A segunda abordagem vê as empresas informais como empreendimentos potencialmente produtivos, que não se formalizam e prosperam devido aos altos custos burocráticos e à ineficiência das instituições existentes.² Apesar da existência de uma vasta literatura sobre o setor informal, ainda não há um consenso acerca de qual visão e qual tipo de política é mais adequada. Mais ainda, não há um arcabouço que permita avaliar de forma integrada os impactos micro e macroeconômicos das diferentes políticas disponíveis, bem como seus impactos sobre bem-estar. Esta é uma lacuna importante, pois estas são políticas de larga escala que, provavelmente, têm reflexos em toda a economia.

O objetivo deste texto é contribuir para preencher esta lacuna. Para tanto, desenvolve-se e estima-se um modelo de entrada, com firmas heterogêneas, que estende Melitz (2003) em diferentes direções. Em particular, o modelo permite que as firmas explorem duas margens de informalidade: *i*) registrar ou não o seu negócio (margem extensiva); e *ii*) registrar ou não seus trabalhadores (margem intensiva). A inclusão da margem intensiva é uma inovação importante, pois corresponde a uma parcela substancial do emprego informal nos dados. Heterogeneidade produtiva, autoseleção e instituições inadequadas com *enforcement* imperfeito são as forças que impulsionam a existência das duas margens de informalidade no modelo. Trata-se de um arcabouço integrado, que permite analisar tanto os impactos sobre as firmas quanto sobre os principais indicadores agregados da economia. Além disso, considera-se uma medida de bem-estar agregado na economia, que cumpre o papel de indicador sintético do impacto sobre a economia.

1. Em particular, a informalidade seria prejudicial porque confere às empresas informais (menos produtivas) a habilidade de competir com seus pares formais devido às vantagens de custo advindas do *enforcement* imperfeito das instituições existentes. Sobre isto, ver, por exemplo, Farrell (2004).

2. Essa segunda visão remonta ao trabalho de De Soto (1989) e, mais recentemente, à linha de pesquisa derivada da iniciativa Doing Business, do Banco Mundial. Ver Djankov, Lopez-de-Silanes e Shleifer (2002), entre outros. Para uma discussão um pouco mais geral sobre as diferentes visões acerca do papel de empresas informais no desenvolvimento econômico, ver La Porta e Shleifer (2008).

Os parâmetros estruturais do modelo são estimados utilizando microdados de empresas formais e informais brasileiras e o método de momentos simulados (MMS) em dois estágios (Gourinchas e Parker, 2002). Uma vez estimados os parâmetros estruturais do modelo, este é usado como laboratório para realizar avaliações *ex ante* de políticas associadas às duas principais abordagens já mencionadas: *i*) reduzir os custos da formalidade (como custos de entrada); e *ii*) elevar os custos da informalidade (via mais fiscalização). Em particular, são analisadas quatro políticas: *i*) aumento da fiscalização sobre as atividades de empresas informais; *ii*) aumento da fiscalização sobre as empresas formais que contratam trabalhadores informais; *iii*) reduções no custo de formalização (custo de entrada); e *iv*) reduções no custo de permanecer formal (imposto sobre a folha).

De maneira geral, os resultados mostram que há importantes *tradeoffs* entre os efeitos sobre as firmas e os indicadores agregados da economia. Fazendo-se uma comparação entre as duas abordagens, políticas que visam aumentar os custos da informalidade têm um pior desempenho no que diz respeito aos indicadores de impacto em nível das empresas, mas têm desempenho melhor quando considerados os indicadores agregados. Quando consideradas em conjunto, as políticas que coíbem as atividades informais têm um melhor desempenho em termos de bem-estar. Cabe ressaltar que, embora todos os instrumentos de política considerados produzam reduções em ao menos uma dimensão de informalidade na economia, nem sempre estas vêm acompanhadas de mais bem-estar. Assim, reduções no grau de informalidade não necessariamente implicam melhoras no bem-estar da economia.

Examinando instrumentos de política específicos, os resultados mostram que reduzir os custos de entrada no setor formal e aumentar a fiscalização sobre firmas informais são as estratégias que mostram os melhores impactos em termos de bem-estar. Os determinantes de seu bom desempenho são, no entanto, completamente diferentes. No primeiro caso, os ganhos de bem-estar advêm da eliminação de parte do peso-morto gerado pelas barreiras à entrada no setor formal, o que gera mais competição, formalização e elevações no salário médio. Ainda que a informalidade entre as firmas seja substancialmente reduzida, o mesmo não ocorre com os trabalhadores, devido à existência da margem intensiva da informalidade. No caso de aumentos da fiscalização sobre firmas informais, os ganhos de bem-estar advêm quase que exclusivamente do substancial aumento das receitas tributárias. Este aumento de receitas ocorre devido à substancial queda na informalidade, o que mais do que compensa os efeitos negativos sobre as firmas.

Este texto está relacionado a diferentes vertentes da literatura. O modelo desenvolvido aqui se baseia na literatura que vê a informalidade como uma resposta ótima de empresas heterogêneas ao arcabouço institucional que enfrentam. Esta literatura remonta ao trabalho de Rauch (1991) – que, por sua vez, baseia-se no modelo de Lucas (1978) –, que motivou uma série de artigos tais como Fortin, Marceau e Savard (1997), Auriol e Warlters (2005), Dabla-Norris, Gradstein e Inchauste (2008) e De Paula e Scheinkman (2011). O artigo também está relacionado ao trabalho de Meghir, Narita e Robin (2012), que desenvolvem um modelo de *busca* incluindo o setor informal. Estes autores focam em trabalhadores e postos de trabalho (e não firmas) e, portanto, seu trabalho é complementar ao presente texto. Os resultados apresentados aqui também estão diretamente relacionados a uma literatura recente que vem utilizando microdados para fazer avaliações *ex post* do impacto de políticas de formalização, tais como redução de custos de entrada no setor formal (Bruhn, 2011; Kaplan, Piedra e Seira, 2011; Mel, McKenzie e Woodruff, 2012); redução e simplificação de impostos (Monteiro e Assunção, 2011; Fajnzylber, Maloney e F.; Montes-Rojas (2011); e mais fiscalização sobre as empresas (Almeida e Carneiro, 2009).³

O restante do trabalho está organizado da seguinte forma: a seção 2 apresenta o modelo; a seção 3 apresenta os dados utilizados, discute o método de estimação e apresenta os resultados da estimação; a seção 4 discute os resultados das simulações; e a seção 5 apresenta as conclusões.

2 O MODELO

2.1 Estrutura básica

Há um contínuo de empresas que são indexadas por sua produtividade individual, θ . Empresas produzem um bem homogêneo usando como seu único insumo o trabalho. Os mercados de produto e de trabalho são competitivos, e as empresas formais e informais enfrentam os mesmos preços. Esta última hipótese é importante, pois diversos pesquisadores argumentam que os setores formal e informal operam em mercados

3. Ver também Heckman e Pagés (2003), que fornecem uma visão geral de uma série de estudos que utilizam microdados de diferentes países latino-americanos para analisar o impacto da regulamentação sobre o desempenho do mercado de trabalho, mas sem ênfase particular na informalidade.

completamente distintos (Russo, 2008). No entanto, como argumentado em Ulyssea (2013a), as empresas formais e informais coexistem mesmo dentro de setores definidos de forma restrita. Assim, supor que as empresas enfrentam os mesmos preços parece uma aproximação razoável.⁴ A função de produção de uma dada empresa θ é dada por

$$y(\theta, \ell) = \theta q(\ell) \tag{1}$$

em que a função $q(\bullet)$ é crescente, côncava, e duas vezes continuamente diferenciável.

A empresa pode optar por operar tanto no setor formal quanto no informal. Se ela escolhe ser informal, é capaz de evitar os impostos e os custos trabalhistas, mas enfrenta uma probabilidade de detecção por parte do governo. Se for pega, a empresa deve pagar uma multa que pode assumir a forma de um suborno ou multa. Este custo esperado tem uma forma muito geral de um termo de distorção sobre o trabalho, denotado por $\tau_i(\ell)$. A função lucro da empresa informal é dada por:

$$\Pi_i(\theta, w) = \max_{\ell} \{ \theta q(\ell) - \tau_i(\ell) w \ell \} \tag{2}$$

em que o preço do bem final é normalizado para um.

Essa é uma função lucro padrão, exceto pelo termo $1 \leq \tau_i < \infty$, que representa a distorção do trabalho mencionada anteriormente. Supõe-se que esta função seja crescente e convexa no tamanho da empresa ($\tau_i', \tau_i'' > 0$). Independentemente de como se motiva a existência desta distorção, a hipótese central é de que os custos decorrentes da informalidade são crescentes no tamanho da empresa, o que impõe um limite ao crescimento das empresas informais. Se a empresa decide ser formal, ela tem de pagar impostos sobre a receita e sobre o trabalho. Não obstante, a empresa formal tem a opção de contratar trabalhadores informais, evitando, assim, os custos decorrentes da legislação trabalhista. Assim como as informais, as empresas formais também podem ser auditadas pelo governo e, se forem pegas contratando trabalhadores informais, estão sujeitas a penalizações.

4. O modelo atual pode ser facilmente modificado para uma estrutura de concorrência monopolística, em que as empresas produzem variedades de bens diferentes.

Trabalhadores são homogêneos e, portanto, empregados formais e informais executam a mesma tarefa dentro de uma dada empresa formal. No entanto, os seus custos de contratação diferem por razões institucionais: o imposto sobre a folha (constante) incide apenas sobre os trabalhadores formais, enquanto os trabalhadores informais apresentam um custo esperado crescente e convexo no total de trabalhadores contratados informalmente, que é representado pela função $\tau_f(\cdot)$, onde $\tau_f', \tau_f'' > 0$ e $1 \leq \tau_f < \infty$. O custo de contratação de trabalhadores informais é dado por $C_{fi}(\ell) = \tau_f(\ell)w\ell$, enquanto o custo de contratar formalmente é dado por $C_{ff}(\ell) = (1 + \tau_w)w\ell$, em que τ_w é o imposto sobre a folha. Como os trabalhadores formais e informais são substitutos perfeitos, na margem, a empresa formal contrata apenas o mais barato. Como o custo marginal do trabalhador formal é constante e o do informal é crescente, há um valor único $\tilde{\ell}$, acima do qual a empresa formal contrata apenas trabalhadores formais (na margem). A função lucro da empresa formal pode ser escrita da seguinte forma:

$$\Pi_f(\theta, w) = \max_{\ell} \{(1 - \tau_y)\theta q(\ell) - C_f(\ell)\} \quad (3)$$

em que τ_y denota o imposto sobre a receita e

$$C_f(\ell) = \begin{cases} \tau_f(\ell)w\ell, & \text{para } \ell \leq \tilde{\ell} \\ \tau_f(\tilde{\ell})w\tilde{\ell} + (1 + \tau_w)w(\ell - \tilde{\ell}), & \text{para } \ell > \tilde{\ell} \end{cases}$$

Os incumbentes em ambos os setores devem pagar, a cada período, um custo fixo de operação, denotado por \bar{c} . Esta é uma hipótese padrão na literatura, que impede que as empresas permaneçam na indústria produzindo zero. A função lucro – líquido do custo fixo de operação – é denotada por

$$\pi_s(\theta, w) = \Pi_s(\theta, w) - \bar{c} \quad (4)$$

Finalmente, o lado da demanda é mantido extremamente simples. Esta é caracterizada por um agente representativo que oferta, de forma inelástica, L unidades de trabalho e deriva utilidade apenas do consumo do bem final:

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \quad (5)$$

2.2 Entrada

A cada período, há uma grande massa de potenciais entrantes de tamanho M . Estes entrantes são caracterizados por um parâmetro de produtividade pré-entrada, $\nu \sim G$, em que G é uma função distribuição acumulada (*cumulative distribution function* – CDF) absolutamente contínua com suporte $(0, \infty)$ e momentos finitos. Supõe-se que a distribuição G seja a mesma para todas as empresas e independente entre períodos (ou seja, ν é independente e identicamente distribuída – IID). Assim, a massa de entrantes em um período não afeta a composição dos potenciais candidatos no período seguinte.

Os potenciais entrantes não sabem com certeza a sua produtividade pós-entrada. Para entrar, potenciais empreendedores devem pagar um custo fixo de entrada, que se supõe ser maior no setor formal: $c_f \gg c_i$. A diferença entre estes custos de entrada é interpretada aqui como consequência da regulação de entrada no setor formal (por exemplo, custos burocráticos).⁵ Se a empresa decide entrar em qualquer um dos dois setores, em seguida sorteia sua produtividade efetiva da CDF condicional $F(\theta|\nu)$, que é a mesma em ambos os setores e para todas as empresas. Quanto à distribuição condicional de produtividade (pós-entrada) das empresas, faz-se a seguinte hipótese:

Hipótese (1): $F(\theta|\nu)$ é contínua em θ e ν , e estritamente decrescente em ν .

As empresas podem, portanto, ser surpreendidas com uma baixa produtividade após a entrada e decidir sair imediatamente, sem produzir. Este seria o caso se a produtividade pós-entrada, θ , é tão baixa que a função lucro é negativa. Se a empresa decide ficar e produzir, a produtividade permanece constante para sempre, mas a empresa enfrenta uma probabilidade de saída constante, denotada por κ_s , $s = i, f$. Os preços agregados permanecem constantes no equilíbrio estacionário e, como a produtividade das empresas também se mantém constante, a função valor das empresas assume uma forma muito simples:

$$V_s(\theta, w) = \max\left\{0, \frac{\pi_s(\theta, w)}{\kappa_s}\right\} \quad (6)$$

5. Sob essa interpretação, o custo da entrada no setor informal pode ser visto como o investimento inicial ou a escala mínima necessária para operar neste setor.

em que, por simplicidade de notação, supõe-se que a taxa de desconto seja igual a um (ou esteja incorporada na taxa de saída).

O valor esperado de entrada para uma empresa com produtividade pré-entrada v é dado por

$$V_s^e(v, w) = \int V_s(\theta, w) dF(\theta|v) \quad (7)$$

sendo $s = i, f$

A entrada no setor formal ocorre se $V_f^e(v, w) \geq c_f$, enquanto a entrada no setor informal ocorre se $c_i \leq V_i^e(v, w) < c_f$. Se há entrada em ambos os setores, as seguintes condições de entrada são válidas:

$$V_i^e(\bar{v}_i, w) = c_i \quad (8)$$

$$V_f^e(\bar{v}_f, w) = V_i^e(\bar{v}_f, w) + (c_f - c_i) \quad (9)$$

em que \bar{v}_s é a produtividade pré-entrada da última firma a entrar no setor $s = i, f$.

2.3 Equilíbrio

Esta análise concentra-se apenas em equilíbrios estacionários, em que todas as variáveis agregadas permanecem constantes. Em particular, o tamanho dos setores formal e informal deve permanecer constante ao longo do tempo, o que implica a seguinte condição de fluxo:

$$\mu_s = \frac{1 - F_{\theta_s}(\bar{\theta}_s)}{\kappa_s} M_s \quad (10)$$

em que F_{θ_s} denota a distribuição de produtividade pós-entrada no setor $s = i, f$; $\bar{\theta}_s$ denota o limite inferior de produtividade no setor s , tal que para $\theta < \bar{\theta}_s$ a firma decide sair imediatamente sem produzir; e $M_i = [G(v_f) - G(v_i)]$ e $M_f = [1 - G(v_f)]$ denotam as massas de entrantes nos setores informais e formais, respectivamente. Ou seja, esta condição simplesmente afirma que a massa de empresas que entram com sucesso em um dado setor deve ser igual à massa dos incumbentes que saem deste mesmo setor.

Quanto ao problema do consumidor, em um equilíbrio estacionário com preços constantes este pode ser simplificado para um problema simples de otimização estática:

$$\max u(c) \text{ s. t. } c = wL + \Pi + T \quad (11)$$

em que Π são os lucros, e T as receitas fiscais que o governo transfere de volta para as famílias, enquanto os custos de entrada são simplesmente dissipados. Dito isto, a definição de um equilíbrio estacionário competitivo pode ser apresentada como se segue.

Definição (D.1): um equilíbrio estacionário competitivo é caracterizado por um salário, alocações, *thresholds* e medidas $(W, Q_S, L_S, \theta_S, \nu_S, M_S \mu_S)$ – de tal forma que estes permanecem constantes ao longo do tempo e as seguintes condições são respeitadas em cada período:

1. os mercados estão equilibrados: $p = D(Q)$ e $L_i + L_f = L$;
2. a condição de lucro zero é respeitada em ambos os setores: $\pi_s(\bar{\theta}_s, w) = 0$;
3. a condição de livre-entrada é respeitada em ambos os setores; e
4. a condição de fluxo é respeitada em ambos os setores.

O modelo descrito nesta seção é um caso especial de um modelo dinâmico de Hopenhayn (1992), em que a produtividade das empresas evolui mesmo após a entrada ocorrer (e, portanto, onde a saída também é uma decisão endógena). Neste contexto mais geral, Ulyssea (2013b) prova que um equilíbrio estacionário competitivo, com entrada e saída, existe e é único. Uma vez que o presente modelo é um caso especial deste último, este resultado de existência e unicidade pode ser imediatamente evocado no referido contexto. Uma prova direta da existência e unicidade do equilíbrio nesse caso pode ser encontrada em Ulyssea (2013a).

Finalmente, antes de prosseguir para a estimação, vale a pena discutir o quão adequada é a suposição de que a produtividade se mantém constante ao longo do tempo. O modelo totalmente dinâmico (no qual a produtividade das empresas evolui ao longo do tempo) é claramente mais geral e a melhor descrição do problema das empresas. Não obstante, se o processo de produtividade pós-entrada mostra um elevado grau de persistência, o modelo de entrada descrito neste texto

é uma boa aproximação para o comportamento das empresas. Ulyssea (2013a) utiliza o painel de empresas formais da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) e mostra que, de fato, o processo de produtividade das empresas é muito persistente no Brasil. Além disso, Porta e Shleifer (2008) mostram evidências indiretas de que apenas uma pequena fração das firmas formaliza suas atividades depois que a entrada ocorreu. Isto indica que a escolha setorial ocorre, na maior parte dos casos, antes de as empresas decidirem iniciar suas operações. Assim, parece que a estrutura em dois estágios utilizada aqui pode proporcionar uma aproximação razoável para o comportamento das empresas.

3 ESTIMAÇÃO

O modelo discutido na seção anterior descreve o comportamento das empresas no que diz respeito às suas decisões de entrada, formalização e produção. Para ser capaz de descrever quantitativamente como estas decisões respondem a variações de políticas, é necessário estimar todos os objetos que compõem a estrutura do modelo, denotados por

$$\omega = \{G_v, F(\theta|v), q(\cdot), C_i(\cdot), C_f(\cdot), \bar{c}, c_f, c_i, \kappa_i, \kappa_f\} \quad (12)$$

Para avaliar o modelo, adota-se o estimador de método de momentos simulados (MMS) em dois estágios, semelhante àquele utilizado por Gourinchas e Parker (2002), que é um método completamente paramétrico. A seguir, apresentam-se os dados utilizados na estimação, em seguida a parametrização do restante do modelo, a implementação do estimador, os resultados e o ajuste do modelo.

3.1 Descrição dos dados

Este artigo utiliza dois conjuntos de informações. A primeira base de dados utilizada é a Pesquisa de Economia Informal Urbana (ECINF), uma *cross-section* repetida de micro e pequenas empresas brasileiras (até cinco empregados), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em 1997 e 2003. Esta é uma base de dados que combina informações dos empregadores e seus empregados (*matched employer-employee data*), e que é representativa em nível nacional para todas as empresas com até

cinco empregados.⁶ A segunda é a Rais, uma base de dados administrativos coletados pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) e que também combina informações dos empregadores e seus empregados. Trata-se de um painel de trabalhadores e empresas que contém o universo das empresas formais e seus trabalhadores formais. A tabela 1 compara os principais momentos das duas bases de dados em 2003,⁷ enquanto a tabela 2 contém mais informações usando apenas a ECINF (o apêndice A.1 descreve os detalhes de construção das bases de dados utilizadas).

TABELA 1
Estatísticas descritivas: comparação entre Rais e ECINF (2003)

| | Formal (Rais) | Formal (ECINF) | Informal (ECINF) |
|---|---------------|----------------|------------------|
| Composição setorial (%) | | | |
| Serviços | 41,9 | 42,5 | 53,7 |
| Indústria | 12,6 | 7,9 | 8,9 |
| Comércio | 45,5 | 49,6 | 37,4 |
| Distribuição de tamanho (número de trabalhadores) | | | |
| Pc. 25 | 1 | 1 | 1 |
| Pc. 50 | 3 | 2 | 1 |
| Pc. 75 | 7 | 3 | 1 |
| Pc. 95 | 31 | 5 | 3 |
| Média | 10,8 | 2,1 | 1,3 |

Fonte: Relação Anual de Informações Sociais (Rais) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) e Pesquisa de Economia Informal Urbana (ECINF) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).
Elaboração do autor.
Obs.: Pc = percentil.

TABELA 2
Estatísticas descritivas da ECINF (2003)

| | Formal | | Informal | |
|-----------------------------|--------|------|----------|------|
| | Média | D.P. | Média | D.P. |
| Escolaridade (proprietário) | | | | |
| De 0 a 8 anos | 0,287 | – | 0,614 | – |
| De 9 a 11 anos | 0,391 | – | 0,292 | – |
| De 12 ou mais | 0,322 | – | 0,094 | – |

(Continua)

6. Para uma descrição mais detalhada da ECINF, ver Paula e Scheinkman (2010).

7. Em 2003, a Rais continha mais de 2,1 milhões de empresas. Por razões práticas, este trabalho usa uma amostra aleatória a partir do conjunto original de dados.

(Continuação)

| | Formal | | Informal | |
|-------------------------|--------|--------|----------|--------|
| | Média | D.P. | Média | D.P. |
| Composição setorial | | | | |
| Serviços | 0,394 | – | 0,402 | – |
| Indústria | 0,078 | – | 0,11 | – |
| Comércio | 0,439 | – | 0,281 | – |
| Construção | 0,049 | – | 0,16 | – |
| Salário ¹ | 0,777 | 1,232 | 0,594 | 0,925 |
| Receita | 9,119 | 16,679 | 1,363 | 3,323 |
| Lucro | 2,53 | 12,82 | 0,66 | 2,61 |
| Idade (meses) | 110,01 | 98,53 | 106,04 | 105,68 |
| Número de trabalhadores | 2,72 | 1,73 | 1,28 | 0,72 |
| Observações | 6,632 | | 42,032 | |

Fonte: ECIN/IBGE.

Elaboração do autor.

Nota: ¹ O salário é medido como fração do salário médio dos homens entre 25 e 49 anos, empregados no setor formal.

Os resultados apresentados na primeira coluna da tabela 1 utilizam apenas os dados da Rais, que captam todas as empresas formais, mas contêm menos informações que a ECINF sobre as empresas selecionadas. A segunda e a terceira colunas usam a ECINF para comparar os mesmos momentos de empresas formais e informais com até cinco empregados, respectivamente. As tabelas 1 e 2 mostram os mesmos padrões apresentados em outros trabalhos (Paula e Scheinkman, 2010; 2011; Porta e Shleifer, 2008): empreendedores informais são menos escolarizados, empresas informais são menores tanto em termos de empregados quanto de receitas, o salário médio e o lucro médio são menores no setor informal.

3.2 Parametrização adicional do modelo

Boa parte dos objetos que compõe a estrutura do modelo, ainda não foram completamente especificados, ou seja, não tiveram uma forma funcional determinada. Para implementar o estimador de MMS, é preciso antes completar a parametrização do modelo, especificando as formas funcionais daqueles objetos ainda não definidos, a saber: *i*) a distribuição produtividade inicial, G_v ; *ii*) o processo de produtividade pós-entrada, $F(\theta|v)$; *iii*) a função de produção, $q(\cdot)$; e *iv*) as funções custo em ambos os setores, $C_s(\cdot)$, $s = i, f$.

Iniciando pela distribuição de produtividade pré-entrada, supõe-se que ela siga uma distribuição de Pareto. Um fato bem documentado na literatura é que a distribuição de Pareto descreve extremamente bem a distribuição de tamanho das empresas utilizando dados dos Estados Unidos,⁸ o que também é o caso para os dados brasileiros. A distribuição de produtividade pré-entrada é dada pela seguinte expressão:

$$G_v(v \geq x) = \begin{cases} \left(\frac{v_0}{x}\right)^\xi, & x \geq v_0 \\ 1, & x < v_0 \end{cases} \quad (13)$$

A produtividade efetiva das empresas somente é determinada depois que a entrada ocorre. Admite-se que o processo da produtividade pós-entrada siga uma forma muito simples, *log*-aditiva, determinada por: $\theta = \epsilon v$, em que o choque inesperado, ϵ , é IID e tem uma distribuição *log*-normal com média zero e variância σ^2 . Quanto à produção, supõe-se que as empresas usem uma tecnologia Cobb-Douglas: $y(\theta, \ell) = \theta \ell^\alpha$, $\alpha < 1$.

As funções de custo assumem uma forma muito simples que atende às condições básicas de serem crescentes e convexas no tamanho da empresa. Elas são descritas pela seguinte expressão:

$$\tau_s(\ell) = 1 + \frac{\ell}{b_s} \quad (14)$$

em que b_s é o parâmetro que governa a função custo no setor $s=i,f$.

Finalmente, aqui se passa a permitir que empresas formais e informais se deparem com custos fixos de operação diferentes. Além disso, assume-se que eles sejam uma função do salário de equilíbrio, o que faz com que a margem de saída se torne mais significativa, uma vez que passa a responder às condições de mercado. Os custos fixos são determinados da seguinte forma: $\bar{c}_s = \gamma_s w$. Cabe ressaltar que neste trabalho não se impõe que estes custos sejam necessariamente diferentes; isto vai ser determinado no processo de estimação.

8. Essa regularidade empírica foi documentada, entre outros, por Simon e Bonini (1958) e, mais recentemente, por Lüttmer (2007).

3.3 Implementação do estimador

O estimador é implementado em dois estágios. No primeiro, são determinados os parâmetros que podem ser diretamente obtidos utilizando micro e macro dados. No segundo estágio, os parâmetros obtidos no primeiro estágio são tomados como dados no algoritmo de otimização do MMS propriamente dito.

3.3.1 Primeiro estágio

O vetor de parâmetros determinado no primeiro estágio é dado por

$$\psi = \{\tau_w, \tau_y, \nu_0, \alpha, \sigma, \gamma_f\} \quad (15)$$

As alíquotas de imposto sobre a folha e a receita são definidas para seus valores legais, respectivamente: $\tau_w = 0,375$ e $\tau_y = 0.293$.⁹ O α é determinado pela proporção da renda trabalho na renda total da economia. Em princípio, esta poderia ser facilmente calculada a partir dos dados das Contas Nacionais, organizadas pelo IBGE. Contudo, como mostrado em Gollin (2002), esta abordagem pode levar a uma subestimação substancial da participação do trabalho, especialmente em países onde o trabalho por conta própria representa uma grande parte da força de trabalho (como é o caso do Brasil). Para superar esta dificuldade, neste texto, o rendimento total do trabalho é calculado a partir da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2003, também do IBGE. Barros, Cury e Ulyseia (2007) mostram que a melhora é substancial, pois a renda total do trabalho na POF é 33% maior que a verificada nas Contas Nacionais. Usando a medida de renda do trabalho corrigida, a participação do trabalho na renda total sobe para 66,4% da renda total, o que está dentro da faixa de 65%-80% encontrada por Gollin (2002) em sua análise *cross-country*.

A probabilidade de saída do setor formal é definida como $\kappa_f = 0,129$. Este número é obtido a partir da estimação da probabilidade de saída de empresas formais

9. O valor do imposto sobre os salários representa uma simplificação, mas engloba os principais impostos que incidem sobre o trabalho, ou seja, a contribuição do empregador para a Seguridade Social (20%), o imposto direto sobre a folha de pagamento (9%), e o FGTS (8,5%). O imposto sobre a receita inclui dois impostos *a la* IVA: imposto sobre produtos industrializados – IPI (20%); e Programa de Integração Social – PIS/Contribuição para Financiamento da Seguridade Social – Cofins (9,25%). Estes valores podem ser facilmente obtidos na compilação feita pela Doing Business (www.doingbusiness.org), uma iniciativa do Banco Mundial.

no Brasil, usando a estrutura de dados em painel da Rais. Esta estimativa pontual é obtida utilizando a probabilidade prevista para a empresa média na amostra. Quanto ao restante dos parâmetros, o ν_0 (parâmetro de escala da distribuição Pareto) é definido de modo que o tamanho mínimo de um entrante no setor informal seja de um trabalhador. O erro padrão do choque pós-entrada ($\sigma = 0,15$) e o custo fixo de operação no setor formal ($\gamma_f = 0,5$) são calibrados usando-se como referência diferentes momentos das distribuições de tamanho em ambos os setores.

TABELA 3
Parâmetros do primeiro estágio

| Parâmetro | Fonte |
|-------------------------------------|---|
| $\tau_w = 0,357$ e $\tau_y = 0,293$ | Valor estatutário (<i>doing business/BM</i>) |
| $\alpha = 0,664$ | Participação da renda do trabalho [Barros <i>et al.</i> (2007)] |
| $k_f = 0,129$ | Estimado a partir do painel da Rais |
| $\nu_0 = 7,7$ | Calibrado de forma que $\min\{\text{tamanho}\} = 1$ |
| $\sigma = 0,15$ | Calibrado a partir da distribuição de tamanho |
| $\gamma_f = 0,5$ | Calibrado a partir da distribuição de tamanho |

Elaboração do autor.

3.3.2 Segundo estágio: o método de momentos simulados

Para facilitar a apresentação, denote por φ o vetor de parâmetros a ser estimado no segundo estágio e por ψ o vetor de parâmetros determinado no primeiro estágio. Tendo estes dois vetores de parâmetros determinados, é possível simular todo o modelo e obter todas as variáveis de resultados das firmas: decisões de entrada, saída, escolha entre os setores formal e informal, nível de produção e parcela da mão de obra contratada informalmente (dentro de cada empresa formal). Assim, de posse dos vetores de parâmetros, é possível simular uma base de microdados e calcular todos os momentos também observados nos dados reais. O estimador de MMS é definido pelo vetor que minimiza a distância ponderada entre o vetor de momento computado a partir dos dados simulados e aquele obtido a partir dos dados reais:

$$\hat{\varphi} = \operatorname{argmin}_{\varphi} Q_{n,s}(\varphi; \psi) = \{[\hat{m} - m^s(\varphi; \psi)]' \hat{W} [\hat{m} - m^s(\varphi; \psi)]\} \quad (16)$$

em que \hat{m} e $m^s(\varphi; \psi)$ denotam os vetores de momentos calculados a partir dos dados reais e simulados, respectivamente; $\hat{W} \rightarrow W$ é um estimador consistente da matriz de ponderação, que é positiva semidefinida, W (determinada de forma a obter o estimador mais eficiente, à semelhança do estimador GMM).

O primeiro passo, portanto, é determinar o vetor de momentos dos dados que serão utilizados na estimação. São sete parâmetros a serem estimados no segundo estágio deste trabalho, utilizando dezoito momentos: *i*) proporção de trabalhadores informais (fonte dos dados: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD); *ii*) proporção de empresas informais na população e por tamanho das empresas, n (medido por número de trabalhadores), em que $n = 1, \dots, 5$ (fonte dos dados: ECINF e Rais); *iii*) grau médio de informalidade intrafirmas formais de tamanho $n = 2, \dots, 5$ (fonte dos dados: ECINF); *iv*) distribuição de tamanho das empresas informais: percentis 75º, 95º e 99º (fonte dos dados: ECINF); e *v*) distribuição de tamanho de empresas formais: percentis 25º, 50º, 75º e 95º (fonte dos dados: Rais).

A estimativa $\hat{\varphi}$ é obtida por meio de um procedimento de otimização, que busca diferentes valores de φ no espaço de parâmetros enquanto os demais elementos do modelo são mantidos fixos. O procedimento de estimação é feito condicionando-se no salário observado, que é o salário médio real computado para trabalhadores assalariados de 25 a 55 anos de idade. Utilizou-se a média dos seis anos anteriores ao ano de referência para obter uma aproximação do salário de estado estacionário. O procedimento de estimação consiste nas seguintes etapas.

- 1) São geradas 300 mil observações da produtividade pré-entrada, ν , e do choque de produtividade pós-entrada, ϵ . Como os parâmetros destas distribuições também precisam ser estimados, utiliza-se uma transformação básica para trabalhar com as respectivas densidades acumuladas e, com isso, é possível simular os choques a partir de uma distribuição uniforme com suporte $[0, 1]$. Estes choques permanecem fixos.
- 2) São computados os momentos a partir dos dados, que também permanecem fixos.
- 3) Inicia-se o algoritmo:
 - a) escolhe-se um valor inicial para φ e simula-se o modelo para gerar os mesmos momentos computados a partir dos dados.
 - b) calcula-se a função objetivo, $Q_{n,s}(\varphi; \psi)$.
 - c) verifica-se se a função objetivo é minimizada (de acordo com algum critério de tolerância). Em caso negativo, volta-se ao passo (a) e escolhe-se um novo valor para φ .

3.3.3 Resultados e ajuste do modelo

A tabela 5 mostra o vetor de parâmetros estimados e os respectivos erros padrão. As estimativas mostram que o custo de entrada no setor formal é mais que o dobro do custo de entrada no setor informal. A probabilidade de saída no setor informal é o dobro do setor formal, que reflete o conhecimento anedótico de que as empresas informais enfrentam mais instabilidade que seus pares formais. As estimativas para b_f e b_i mostram que as empresas informais têm mais espaço para o crescimento que o emprego informal em empresas do setor formal. Isto também está de acordo com os dados apresentados por Almeida e Carneiro (2009) e seu argumento sobre a tecnologia de inspeção do governo. Os autores argumentam que o governo inspeciona empresas formais com maior frequência, pois estas são mais visíveis que as informais. Por fim, a estimativa do parâmetro da distribuição Pareto, ξ , indica uma distribuição de produtividade com uma cauda esquerda pesada, o que de fato pode ser observado nos dados para a distribuição de tamanho das empresas formais. Ainda assim, o valor estimado parece razoável quando comparado aos valores encontrados na literatura, tipicamente calibrados para a distribuição de tamanho de empresas dos Estados Unidos. Ghironi e Melitz (2005), por exemplo, utilizam $\xi = 3,4$.

TABELA 4
Resultados da estimação no segundo estágio

| b_f | b_i | κ_i | γ_i | ξ | C_f^* | C_i^* |
|---------|---------|------------|------------|---------|---------|---------|
| 3,756 | 4,865 | 0,329 | 0,242 | 4,245 | 5.219,8 | 2.312 |
| [0,329] | [0,053] | [0,008] | [0,027] | [0,025] | [268,4] | [149,7] |

Elaboração do autor.
Nota: * Valores em reais de 2003.

Utilizando os parâmetros determinados no primeiro e segundo estágios, é possível gerar a economia que serve de base de comparação para todas as simulações realizadas posteriormente. A tabela 5 mostra como o modelo base se compara aos momentos observados nos dados. O modelo apresenta um ajuste muito bom no que diz respeito à proporção de empresas e trabalhadores informais na economia. No entanto, ele subestima a porcentagem de empresas informais com apenas um empregado (o percentil de 75% da distribuição empírica de tamanho das empresas informais) e superestima a porcentagem de empresas com até dois trabalhadores. O mesmo não acontece com a distribuição de tamanho das empresas formais, a qual o modelo é capaz de reproduzir bem.

TABELA 5
Ajuste do modelo

| | Modelo | Dados |
|---|--------|-------|
| Proporção de trabalhadores informais | 0,351 | 0,354 |
| Proporção de empresas informais | 0,681 | 0,686 |
| Distribuição de tamanho: setor informal | | |
| Até 1 empregado | 0,292 | 0,849 |
| Até 2 empregados | 0,902 | 0,958 |
| Até 4 empregados | 0,990 | 0,993 |
| Distribuição de tamanho: setor informal | | |
| Até 1 empregado | 0,299 | 0,295 |
| Até 3 empregados | 0,542 | 0,563 |
| Até 7 empregados | 0,783 | 0,774 |
| Até 31 empregados | 0,962 | 0,953 |

Elaboração do autor.

4 SIMULAÇÕES DE POLÍTICA

Como discutido antes, o objetivo aqui é comparar políticas que visam simplesmente coibir as atividades informais com aquelas que visam reduzir os custos da formalização. Para tanto, são realizados quatro tipos de experimentos: *i*) reduções no custo de entrada no setor formal; *ii*) reduções no imposto sobre a folha; *iii*) aumento da fiscalização sobre as empresas formais para coibir a contratação informal; e *iv*) aumento da fiscalização sobre as empresas informais.

Devido ao grande número de resultados, a apresentação desses está dividida em efeitos micro e macroeconômicos. A análise dos efeitos micro se concentra nos efeitos de tratamento sobre as empresas, que utiliza como parâmetro básico o efeito de tratamento relevante para política (*policy relevant treatment effect* – PRTE) (Heckman e Vytlacil, 2001; 2005). Seja $V_b(\theta)$ a função de valor de uma empresa com a produtividade θ no cenário de referência, enquanto $V_c(\theta)$ denota a função de valor no cenário alternativo, com a mudança de política. Como se tem um modelo estrutural, observam-se as firmas em ambos os cenários e pode-se, portanto, definir o análogo do parâmetro PRTE em nível individual: $PRTE(\theta) \equiv \log(V_c(\theta)) - \log(V_b(\theta))$.

Quanto aos resultados macro, considera-se três medidas de informalidade: proporção de trabalhadores informais, proporção do produto interno bruto (PIB)

produzida no setor informal e proporção de empresas informais. Em relação à produtividade, calcula-se a média ponderada do logaritmo da produtividade das firmas na economia e nos setores formal e informal. A média ponderada da *log-PTF* é obtida como se segue:

$$\widehat{\Theta} = s_I \sum_{j \in I} s_{j,I} \theta_j + (1 - s_I) \sum_{j \in F} s_{j,F} \theta_j \quad (16)$$

em que $s_I = \frac{Y_I}{Y}$ é a porcentagem do PIB, Y , produzido por empresas informais; e $s_{j,k} = \frac{y_{j,k}}{Y_k}$ é a participação da empresa j no produto total do setor $k = I, F$.

Finalmente, utiliza-se a medida de eficiência alocativa proposta por Olley e Pakes (1996) para avaliar como as diferentes políticas afetam a alocação de recursos. O indicador de Olley e Pakes (OP) é amplamente utilizado,¹⁰ e é obtido por meio de uma simples decomposição da média ponderada da PTF das firmas:

$$\widehat{\Theta} = s_I [\bar{\theta}_I + \sum_{j \in I} (\theta_j - \bar{\theta}_I)(s_{j,I} - \bar{s}_I)] + (1 - s_I) [\bar{\theta}_F + \sum_{j \in F} (\theta_j - \bar{\theta}_F)(s_{j,F} - \bar{s}_F)] \quad (17)$$

em que $\bar{\theta}_k$ é a média não ponderada da produtividade das empresas no setor $k=I, F$ e \bar{s}_k é a participação média das empresas no produto do setor k . O indicador de eficiência alocativa em cada setor é a covariância entre θ_j e s_j neste setor. O indicador de eficiência alocativa na economia é simplesmente a média ponderada dos indicadores dos setores formal e informal. Este indicador, portanto, capta a extensão em que as empresas de produtividade maior do que a média tem uma *participação* de mercado acima da média.

4.1 Impactos sobre as firmas

A tabela 6 mostra que o efeito individual médio para as políticas de reduções nos custos da formalidade são negativos para todos os grupos analisados, exceto para as firmas informais que fazem a transição para o setor formal (tabela 6, 4ª linha). Esta é a estimativa mais próxima do efeito de tratamento locL (*local average treatment effect*, Late), o parâmetro tipicamente estimado nos estudos que utilizam modelos de forma reduzida. O efeito de reduções no custo de entrada é negativo para

10. Ver Syverson (2011) para uma revisão de literatura abrangente e atualizada.

as demais firmas, porque esta política leva a um aumento da concorrência – que ocorre devido a maior entrada de empresas –, o que, por sua vez, impulsiona os salários (tabela 8).¹¹

Cabe notar que as perdas médias de incumbentes formais são maiores que aquelas para incumbentes informais (tabela 6, segunda e terceira linhas), uma vez que as primeiras eram as grandes beneficiadas pela existência de elevados custos de entrada. As empresas informais que conseguem se formalizar devido à política observam um ganho elevado de cerca de 21% no valor presente do seu fluxo esperado de lucros futuros. Porém, apenas 12,3% das firmas informais conseguem de fato se formalizar, mesmo após a eliminação dos custos de entrada no setor formal.

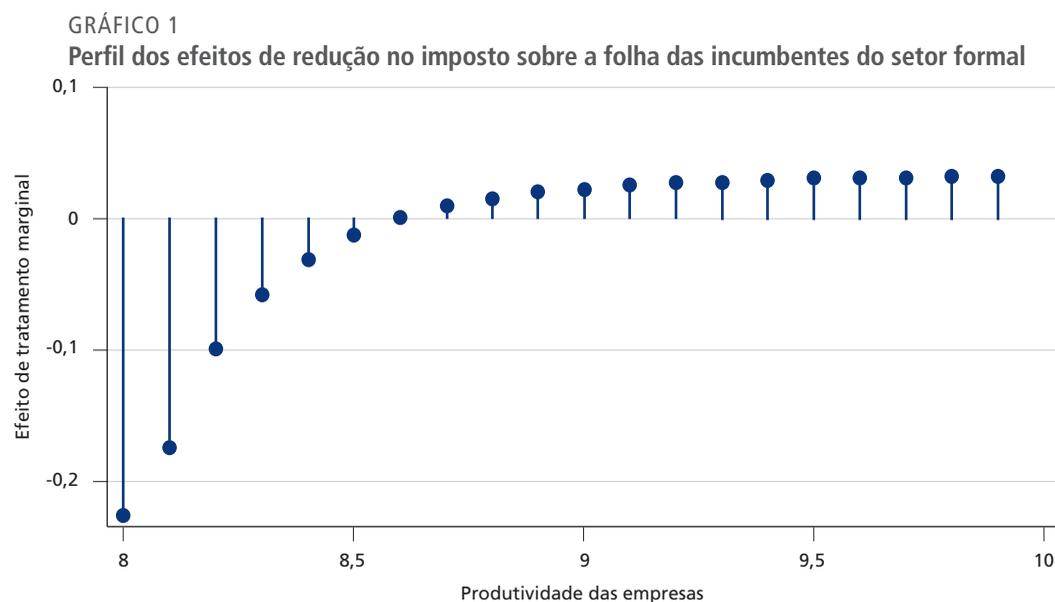
Reduções no imposto sobre a folha têm um forte efeito positivo sobre salários, o que gera efeitos líquidos extremamente negativos sobre todos os grupos de firmas, mas especialmente sobre os incumbentes informais (tabela 7, terceira linha). Os incumbentes formais também apresentam efeitos médios negativos (tabela 7, segunda linha), porém há uma grande heterogeneidade neste grupo. As firmas formais pequenas são as grandes prejudicadas pela maior competição, que gera maiores salários, enquanto as firmas maiores, na verdade, são beneficiadas (gráfico 1).

TABELA 6
Efeitos médios de tratamento – reduções no custo da formalidade

| | Custo de entrada | | Imposto sobre a folha | | Ambos | |
|---|------------------|---------------|-----------------------|---------------|--------|---------------|
| | Média | Desvio-padrão | Média | Desvio-padrão | Média | Desvio-padrão |
| $E[\Delta^{PRTE}(\theta)]$ | -0,010 | 0,082 | -0,171 | 0,108 | -0,182 | 0,142 |
| $E[\Delta^{PRTE}(\theta) d_s(\theta) = 1, d_b(\theta) = 1]$ | -0,053 | 0,011 | -0,051 | 0,068 | -0,103 | 0,082 |
| $E[\Delta^{PRTE}(\theta) d_s(\theta) = 0, d_b(\theta) = 0]$ | -0,030 | 0,004 | -0,215 | 0,032 | -0,25 | 0,034 |
| $E[\Delta^{PRTE}(\theta) d_s(\theta) = 1, d_b(\theta) = 0]$ | 0,194 | 0,126 | 0,072 | 0,175 | 0,072 | 0,176 |
| Transição I -> F | 0,123 | – | 0,087 | – | 0,172 | – |

Elaboração do autor.

11. Esse é um resultado usual em modelos com custos de entrada. Ver, entre outros, Asplund e Nocke (2006).



Aumentar a fiscalização governamental sobre as empresas formais (isto é, margem intensiva) tem um efeito médio nulo sobre as empresas (tabela 7, primeira linha). Isto ocorre porque esta política afeta apenas as empresas formais de menor tamanho, que dependem do emprego informal como uma forma de reduzir custos, deixando os incumbentes informais e as empresas formais mais produtivas basicamente inalteradas.

Aumentar a fiscalização sobre as empresas informais (margem extensiva) tem um impacto médio muito mais forte (tabela 7), uma vez que esta política afeta diretamente a maior parte das empresas na economia (no cenário-base, as empresas informais representam 68,3% de todas as empresas na economia). O efeito médio sobre as empresas informais que permanecem no setor informal e que fazem a transição para o setor formal é extremamente negativo, especialmente para o primeiro grupo, como seria o esperado. A transição para o setor formal, ainda que indesejada, é bastante elevada: 23,4% das empresas informais se formalizam. Estas empresas que fazem a transição informal-formal são aquelas que poderiam ter sido formais no cenário-base, mas optaram por operar no setor informal para desfrutar das vantagens de custo advindas do não cumprimento das legislações trabalhista e fiscal. A partir do momento que se torna proibitivamente caro ser informal, estas empresas migram para o setor formal, ainda que os custos de entrada permaneçam inalterados.

Há também efeitos positivos sobre incumbentes formais decorrentes da redução na pressão competitiva vinda de empresas informais, mas este efeito é, na média, quase nulo. Novamente, este efeito médio esconde bastante heterogeneidade: as empresas formais de menor porte são aquelas que, de fato, beneficiam-se da política de mais fiscalização sobre empresas informais, enquanto as empresas de maior porte são pouco afetadas. Isto indica que são exatamente as empresas formais menos produtivas que estão mais expostas à competição das empresas informais.

TABELA 7
Efeitos médios de tratamento – aumento de fiscalização

| | Margem extensiva | | Margem intensiva | | Ambas | |
|---|------------------|---------------|------------------|---------------|--------|---------------|
| | Média | Desvio-padrão | Média | Desvio-padrão | Média | Desvio-padrão |
| $E[\Delta^{PRTE}(\theta)]$ | -0,472 | 0,309 | -0,003 | 0,059 | -0,486 | 0,289 |
| $E[\Delta^{PRTE}(\theta) d_s(\theta) = 1, d_b(\theta) = 1]$ | 0,008 | 0,004 | -0,07 | 0,069 | -0,043 | 0,059 |
| $E[\Delta^{PRTE}(\theta) d_s(\theta) = 0, d_b(\theta) = 0]$ | -0,677 | 0,003 | 0,000 | 0,000 | -0,667 | 0,003 |
| $E[\Delta^{PRTE}(\theta) d_s(\theta) = 1, d_b(\theta) = 0]$ | -0,185 | 0,279 | 0,144 | 0,135 | -0,263 | 0,319 |
| Transição I -> F | 0,234 | - | 0,061 | - | 0,246 | - |

Elaboração do autor.

4.2 Impactos macroeconômicos

A tabela 8 mostra que reduzir o custo de entrada no setor formal tem um efeito substancial no grau de informalidade das firmas, que apresenta uma redução de 19 pontos percentuais (p.p.), muito embora este permaneça em níveis ainda muito elevados. O efeito é bem menos pronunciado quando se considera o grau de informalidade como proporção do PIB, que apresenta uma redução de apenas 4 p.p. O mesmo pode ser dito sobre a proporção de trabalhadores informais, que também sofre uma redução muito pequena. Este resultado pode ser surpreendente à primeira vista, mas destaca a importância de se considerar a margem intensiva da informalidade. Embora a proporção de empresas informais diminua substancialmente, o incentivo à contratação de trabalhadores informais no setor formal permanece inalterado. Além disto, o aumento na proporção de empresas formais ocorre pela inclusão de empresas de menor produtividade, que são exatamente aquelas mais propensas a contratar informalmente. O contrário acontece quando o imposto sobre a folha é reduzido: a informalidade do trabalho é substancialmente reduzida enquanto a informalidade entre as empresas apresenta uma redução de menos de 5 p.p.

Esses resultados mostram que definir qual margem da informalidade se deseja afetar é crucial ao desenhar a política pública. Além disso, os resultados fornecem uma racionalização do “*puzzle* do custo de entrada” encontrado na literatura: apesar da firme crença de que os custos de entrada constituem um dos principais determinantes da informalidade das empresas, os resultados empíricos parecem indicar um impacto muito modesto sobre a probabilidade de formalização (Kaplan, Piedra e Seira, 2011; Mel, McKenzie e Woodruff, 2012). Os experimentos feitos aqui sugerem que, mesmo quando os custos de entrada para ambos os setores são equalizados, muitas firmas optam por não entrar no setor formal. Isto se deve ao fato de que as empresas menos produtivas (e de menor tamanho) sabem que, ao se tornarem formais, terão de arcar com um custo elevado para se manterem formais (impostos, por exemplo). Portanto, reduções no custo de entrada no setor formal terão impactos limitados sempre que os custos de permanecer formal sejam também elevados, como é o caso no Brasil.

Além de diminuir a informalidade, reduções nos custos de entrada elevam a competição, o que melhora a eficiência alocativa da economia. Não obstante, os efeitos sobre produtividade agregada são ligeiramente negativos. Este resultado é fruto de duas forças que atuam em direções opostas. Por um lado, há mais formalização e maiores taxas de entrada no setor formal, o que aumenta a concorrência e o *market share* das empresas mais produtivas. Além disso, as maiores taxas de formalização têm efeito mecânico positivo sobre a produtividade agregada. Por outro lado, mais empresas de baixa produtividade entram no setor formal, o que faz com que a produtividade média neste setor diminua, ao mesmo tempo que sua participação no PIB está aumentando. Este último efeito domina o anterior, o que leva ao declínio da produtividade média. O mesmo não é verdade quando o imposto sobre os salários é reduzido. Como os salários sobem mais de 15%, o *threshold* de saída aumenta, e as empresas menos produtivas são empurradas para fora do mercado. No entanto, as barreiras à entrada no setor formal permanecem elevadas e, assim, incumbentes formais permanecem protegidos de potenciais entrantes. Isto explica porque a eficiência alocativa não melhora tanto quanto no caso de reduções no custo de entrada.

Aumentar o *enforcement* em empresas informais é altamente eficaz na redução de todas as medidas do tamanho do setor informal: porcentagem de empresas informais, trabalhadores ou do PIB. Como estas políticas levam o PIB informal a muito próximo de zero, existe um forte efeito positivo sobre a produtividade agregada via efeito-composição. No entanto, estas mudanças não se traduzem em melhores salários,

mas aumentam substancialmente as receitas tributárias, o que é esperado. Aumentar o *enforcement* sobre a margem intensiva da informalidade tem um efeito contrário ao desejado, pois a política leva a um maior grau de informalidade entre as empresas e como proporção do PIB. Estes resultados são uma decorrência da elevação do custo efetivo de formalidade para as empresas menos produtivas, o que aumenta os incentivos para que estas se tornem informais. Não obstante, a proporção de trabalhadores informais diminui, apesar de a proporção de empresas informais aumentar. Esta redução é resultado direto de um declínio substancial na proporção de trabalhadores informais contratados por empresas formais, o que não é totalmente compensado pelo aumento da informalidade entre as empresas.

TABELA 8
Efeitos macroeconômicos

| | Base | Custo de entrada | Imposto sobre a folha | Ambos | Margem extensiva | Margem intensiva | Ambos |
|--|-------|------------------|-----------------------|-------|------------------|------------------|-------|
| Proporção de trabalhadores informais | 0,360 | 0,338 | 0,257 | 0,225 | 0,164 | 0,322 | 0,082 |
| Proporção de firmas informais | 0,683 | 0,496 | 0,636 | 0,476 | 0,290 | 0,709 | 0,375 |
| Proporção do PIB informal | 0,286 | 0,225 | 0,230 | 0,182 | 0,065 | 0,295 | 0,082 |
| Eficiência alocativa (Olley e Pakes, 1996) | 0,510 | 0,571 | 0,520 | 0,562 | 0,583 | 0,486 | 0,576 |
| Média do log (TFP) | 1,000 | 0,968 | 1,036 | 1,009 | 1,057 | 1,001 | 1,065 |
| Salários (Base = 1) | 1,000 | 1,021 | 1,152 | 1,173 | 0,997 | 1,000 | 0,991 |
| Impostos (Base = 1) | 1,000 | 1,085 | 0,885 | 0,943 | 1,217 | 0,992 | 1,197 |

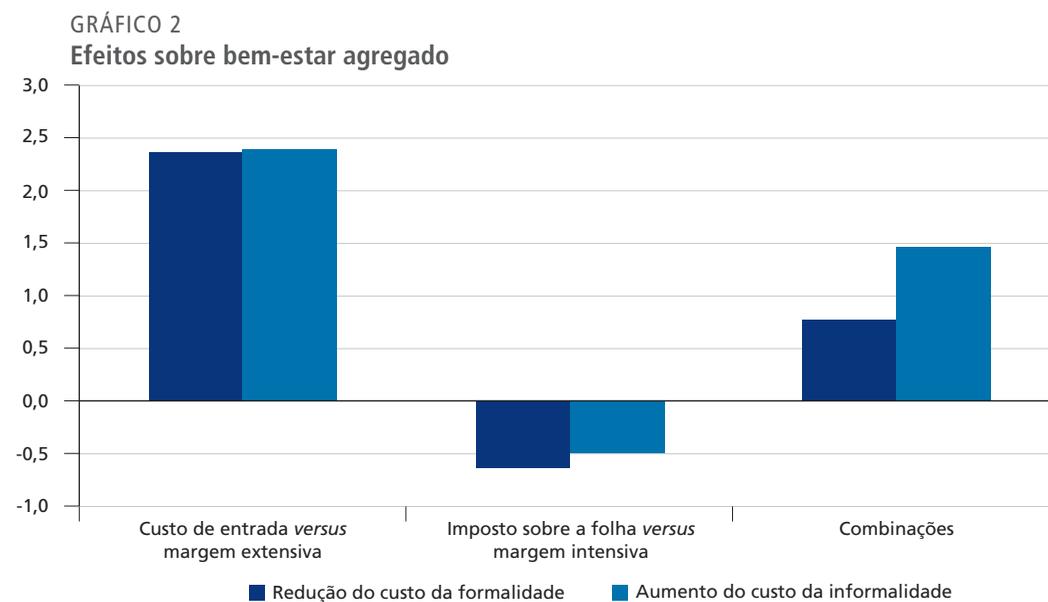
Elaboração do autor.

4.3 Efeitos de bem-estar

As duas subseções anteriores apresentaram uma ampla gama de resultados que destacam a existência de *tradeoffs* entre os efeitos micro e macroeconômicos dos diferentes instrumentos de política disponíveis. Portanto, é necessário utilizar uma medida sintética de impacto para avaliar o efeito líquido das diferentes políticas.

Para tanto, utiliza-se o consumo total como medida de bem-estar para avaliar o impacto das políticas sobre o bem-estar agregado. Como mostra o gráfico 2, reduzir os custos de entrada no setor formal e elevar o *enforcement* sobre a margem extensiva (fiscalização sobre as empresas informais) tem o melhor impacto sobre bem-estar, com um aumento de cerca de 2,4% relativamente ao cenário-base. Embora tenham um efeito semelhante, os determinantes deste são completamente diferentes. No primeiro caso,

o bem-estar aumenta, porque existe uma redução substancial do peso morto gerado por barreiras à entrada, o que leva a um aumento da competição e dos salários. No segundo caso, a melhoria do bem-estar é quase que inteiramente gerada pelo aumento substancial das receitas tributárias, resultado este que está em consonância com os mecanismos destacados pela literatura sobre a capacidade fiscal (por exemplo, Besley e Persson, 2010).



5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este texto desenvolve e estima um modelo com firmas heterogêneas e entrada endógena, em que as empresas podem explorar duas margens da informalidade: *i*) a margem extensiva – registrar ou não o seu negócio; e *ii*) a margem intensiva – registrar ou não seus empregados. O modelo é estimado utilizando-se os dados de firmas formais e informais no Brasil e o método de momentos simulados em dois estágios. Uma vez tendo estimado os parâmetros estruturais do modelo, este pode ser utilizado para realizar avaliações *ex ante* de três tipos de políticas: *i*) redução dos custos de entrada no setor formal; *ii*) redução da carga fiscal no setor formal; e *iii*) elevação da intensidade de fiscalização sobre firmas informais e formais. O objetivo destes exercícios é contribuir para o entendimento sobre que tipos de políticas são mais eficientes para diminuir a informalidade e melhorar o desempenho da economia.

Os resultados mostram que existem *tradeoffs* importantes entre os efeitos micro e macroeconômicos dos diferentes instrumentos de política. Em particular, quando considerados apenas os efeitos sobre as firmas, políticas que visam coibir as atividades informais têm uma *performance* pior que aquelas que visam reduzir os custos da formalidade. Porém, quando considerados apenas os efeitos sobre indicadores agregados, as primeiras têm um desempenho melhor. Esta discrepância é explicada pela presença da margem intensiva da informalidade e substantivos efeitos de equilíbrio geral (via variações no salário de equilíbrio).

Os resultados da análise de bem-estar mostram que os dois melhores instrumentos de política consistem em reduzir os custos de entrada no setor formal e aumentar a fiscalização sobre as empresas informais. No entanto, de maneira geral, políticas que visam coibir as atividades informais têm um efeito melhor sobre o bem-estar agregado. Finalmente, embora as diferentes políticas sempre levem a reduções em alguma medida de informalidade, isto não está necessariamente associado a melhorias de bem-estar. Assim, diminuições no grau de informalidade não devem ser vistas como um fim em si mesmo, mas, sim, como um dos indicadores de *performance* das diferentes políticas disponíveis.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, R.; CARNEIRO, P. Enforcement of labor regulation and firm size. **Journal of comparative economics**, Philadelphia, v. 37, n. 1, p. 28-46, 2009.
- ASPLUND, M.; NOCKE, V. Firm turnover in imperfectly competitive markets-super-1. **The review of economic studies**, Sweden, v. 73, n. 2, p. 295-327, 2006.
- AURIOL, E.; WARLTERS, M. Taxation base in developing countries. **Journal of public economics**, Philadelphia, v. 89, n. 4, p. 625-646, April, 2005.
- BARROS, R.; CURY S.; ULYSSEA, G. **A desigualdade de renda no Brasil encontra-se subestimada?** Uma análise comparativa usando PNAD, POF e Contas Nacionais. Rio de Janeiro: Ipea, 2007. (Texto para Discussão, n. 1.263).
- BRUHN, M. License to sell: the effect of business registration reform on entrepreneurial activity in Mexico. **The review of economics and statistics**, Cambridge, v. 93, n. 1, p. 382-386, 2011.
- DABLA-NORRIS, E.; GRADSTEIN, M.; INCHAUSTE, G. What causes firms to hide output? The determinants of informality. **Journal of development economics**, Philadelphia, v. 85, p. 1-27, 2008.

DJANKOV, S. *et al.* The regulation of entry. **The quarterly journal of economics**, v. 117, n. 1, p. 1-37, Feb. 2002.

FAJNZYLBER, P.; MALONEY, W. F.; MONTES-ROJAS, G. V. Does formality improve micro-firm performance? Evidence from the Brazilian simples program. **Journal of development economics**, Philadelphia, v. 94, n. 2, p. 262-276, 2011.

FARRELL, D. The hidden dangers of the informal economy. **The McKinsey quarterly**, n. 3, 2004.

FORTIN, B.; MARCEAU, N.; SAVARD, L. Taxation, wage controls and the informal sector. **Journal of public economics**, v. 66, n. 2, p. 293-312, 1997.

GHIRONI, F.; MELITZ, M. International trade and macroeconomic dynamics with heterogeneous firms. **Quarterly journal of economics**, v. 120, p. 865-915, 2005.

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

GOURINCHAS, P.-O.; PARKER, J. Consumption over the life cycle. **Econometrica**, v. 70, n. 1, p. 47-89, 2002.

HECKMAN, J.; PAGES, C. Law and employment: lessons from Latin America and the Caribbean. 2003. (NBER Working Paper, n. 10.129).

HECKMAN, J.; VYTLACIL, E. Policy-relevant treatment effects. **The American Economic Review**, 91, p. 107-111, 2001.

_____. Structural equations, treatment effects, and econometric policy evaluation. **Econometrics**, v. 73, p. 669-738, 2005.

HOPENHAYN, H. A. Entry, exit, and firm dynamics in long run equilibrium. **Econometrica**, v. 60, n. 5, p. 1127-1150, Sept. 1992.

KAPLAN, D. S.; PIEDRA, E.; SEIRA, E. Entry regulation and business start-ups: evidence from Mexico. **Journal of public economics**, 2011.

LUCAS, R. On the size distribution of business firms. **Bell journal of economics**, v. 9, n. 2, p. 508-523, 1978.

LUTTMER, E. Selection, growth and the size distribution of firms. **The quarterly journal of economics**, v. 122, n. 3, p. 1.103-1.144, 2007.

MEGHIR, C.; NARITA, R.; ROBIN, J.-M. **Wages and informality in developing countries**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2012 (n. w18347).

MEL, S.; MCKENZIE, D.; WOODRUFF, C. **The demand for, and consequences of, formalization among informal firms in Sri Lank**. World Bank Policy Research, 2012. (Working Paper, n. 5.991).

MELITZ, M. J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. **Econometrica**, v. 71, p. 6, p. 1.695-1.725, 2003.

MONTEIRO, J. C.; ASSUNÇÃO, J. J. Coming out of the shadows? Estimating the impact of bureaucracy simplification and tax cut on formality in Brazilian microenterprises. **Journal of development economics**, Philadelphia, 2011.

OLLEY, G. S.; PAKES, A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry. **Econometrica**, v. 64, n. 6, p. 1.263-1297, 1996.

PAULA, A.; SCHEINKMAN, J. A. Value-added taxes, chain effects, and informality. *American Economic Journal*. **Macroeconomics**, v. 2, n. 4, p. 195-221, 2010.

_____. The informal sector: An equilibrium model and some empirical evidence. **Review of Income and Wealth**, v. 57, p. S8-S26, 2011.

PORTA, R.; SHLEIFER, A. The unofficial economy and economic development. **Brooking papers on economic activity**, v. 105, n. 3, p. 473-522, 2008.

RAUCH, J. E. Modeling the informal sector formally. **Journal of development economics**, Philadelphia, v. 35, n. 1, p. 33-47, 1991.

RUSSO, F. F. **The cost of the legal system and the hidden economy**. 2008. Mimeografado.

SIMON, H. A.; BONINI, C. P. The size distribution of business firms. **The American economic review**, v. 48, n. 4, p. 607-617, 1958.

SOTO, H. **The other path**. New York: Harper e Row, 1989.

SYVERSON, C. What determines productivity. **Journal of economic literature**, v. 49, n. 2, p. 326-365, 2011.

ULYSSEA, G. **Firms, informality welfare**. Chicago: University of Chicago, 2013a. Unpublished manuscript.

_____. **Firm dynamics in developing countries**. Chicago: University of Chicago, 2013b. Unpublished manuscript.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ABBRING, J. H. Identification of dynamic discrete choice models. **Annual review of economics**, Palo Alto, v. 2, n. 1, p. 367-394, 2010.

ACKERBERG, D. *et al* . Econometric tools for analyzing market outcomes. **Handbook of econometrics**, Philadelphia, v. 6, p. 4.171-4.276, 2007.

ADDA, J.; COOPER, R.. **Dynamic economics**: quantitative methods and applications. Cambridge: MIT Press, 2003. 293 p.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Montecarlo evidence and an application to employment equations. **The review of economic studies**, Sweden, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.

ARELLANO, M.; HONORE, B. Panel data models: some recent developments. **Handbook of econometrics**, Philadelphia, v. 5, p. 3.229-3.296, 2001.

ARIAS, J. *et al.* **Policies to promote growth and economic efficiency in Mexico**. Cambridge: NBER, 2010. 52p. (Working Paper, n. 16.554).

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of econometrics**, Philadelphia, v. 87, p. 115-143, 1998.

_____. GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions. **Econometric reviews**, Atlanta, v. 19, n. 3, 2000.

BOND, S. **Dynamic panel data models**: a guide to micro data methods and practice. London: IFS, 2002. (Working Paper, n. CWP09/02).

D'ERASMO, P. N.; BOEDO, H. J. **Financial structure, informality and development**. 2010. Unpublished.

DUFFIE, D.; SINGLETON, K. Simulated moments estimation of Markov models of asset prices. **Econometrica**, v. 61, n. 4, p. 929-952, 1993.

GOURIEROUX, C.; MONFORT, A. **Simulation-based econometric methods**. Oxford University Press, 1996.

HECKMAN, J.; NAVARRO, S. Dynamic discrete choice and dynamic treatment effects. **Journal of econometrics**, p. 1-22, 2007.

HECKMAN, J. J. Micro data, heterogeneity, and the evaluation of public policy: Nobel lecture. **Journal of political economy**, v. 109, n. 4, p. 673-748, 2001.

HECKMAN, J. J.; URZUA, S.; VYTLACIL, E. Understanding instrumental variables in models with essential heterogeneity. **The review of economics and statistics**, v. 88, n. 3, p. 389-432, 2006.

HSIEH, C.-T.; KLENOW, P. J. Misallocation and manufacturing tfp in china and India. **Quarterly journal of economics**, v. 124, n. 4, p. 1.403-1.448, 2009.

ICHIMURA, H.; TABER, C. Semiparametric reduced-form estimation of tuition subsidies. **The American economic review**, v. 92, n. 2, p. 286-292, 2002.

IHRIG, J.; MOE, K. S. Lurking in the shadows: the informal sector and government policy. **Journal of development economics**, Philadelphia, v. 73, p. 541-557, Apr. 2004.

JOHNSON, S.; KAUFMANN, D.; ZOIDO-LOBATON, P. Regulatory discretion and the unofficial economy. **American economic review**, v. 88, n. 2, p. 387-392, 1998.

KEANE, M. P.; TODD, P. E.; WOLPIN, K. The structural estimation of behavioral models: discrete choice dynamic programming methods and applications. *In*: CARD, D.; ASHENFELTER, O. (Eds.). **Handbook of Labor Economics**. v. 4, part B. Elsevier, 2011. (Chapter 4, p. 331-461).

LEVY, S. **Good intentions, bad outcomes: social policy, informality, and economic growth in Mexico**. Washington: Brookings Institution Press, 2008.

MAGNAC, T.; THESMAR, D. Identifying dynamic discrete decision processes. **Econometrica**, v. 70, n. 2, p. 801-816, 2002.

MARSCHAK, J. **Economic measurements for policy predictions**. New York: John Wiley, 1953. (p. 1-26).

MATZKIN, R. L. Nonparametric and distribution-free estimation of the binary threshold crossing and the binary choice models. **Econometrica**, v. 60, n. 2, p. 239-270, 1992.

_____. Nonparametric estimation of nonadditive random functions. **Econometrica**, v. 71, n. 5, p. 1.339-1.375, Sept. 2003.

MCFADDEN, D. A method of simulated moments for estimation of discrete response models without numerical integration. **Econometrica**, v. 57, n. 5, p. 995-1026, 1989.

MCKENZIE, D.; SAKHO, Y. S. Does it pay firms to register for taxes? The impact of formality on firm profitability. **Journal of development economics**, Philadelphia, v. 91, p. 15-24, 2010.

NEWWEY, W. K.; MCFADDEN, D. Large sample estimation and hypothesis testing. **Handbook of econometrics**, Philadelphia, v. 4, p. 2.111-2.245, 1994.

PAKES, A.; POLARD, D. Simulation and the asymptotics of optimization estimators. **Econometrica**, v. 57, n. 5, p. 1.027-1.057, 1989.

PERRY, G., W. *et al.* **Informality: exit or exclusion**. Washington: World Bank, 2007.

RUST, J. Structural estimation of Markov decision processes. **Handbook of econometrics**, Philadelphia, v. 4, p. 3.081-3.143, 1994.

SCHNEIDER, F. Shadow economies around the world: what do we really know? **European journal of political economy**, v. 21, n. 3, p. 598-642, 2005.

SCHNEIDER, F.; ENSTE, D. Shadow economies: size, causes and consequences. **Journal of economic literature**, v. 38, n. 1, Mar. 2000.

TABER, C. R. Semiparametric identification and heterogeneity in discrete choice dynamic programming models. **Journal of econometrics**, v. 96, n. 2, June 2000.

TAUCHEN, G. Finite state Markov-chain approximation to univariate and vector autoregressions. **Economic Letters**, v. 20, p. 177-181, 1986.

TODD, P. E.; WOLPIN, K. I. Ex ante evaluation of social programs. **Annales d'économie et de statistique**, p. 263-291, 2008.

ULYSSEA, G. Regulation of entry, labor market institutions and the informal sector. **Journal of development economics**, Philadelphia, v. 91, p. 87-99, Jan. 2010.

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. **Journal of econometrics**, v. 126, n. 1, p. 25-51, 2005.

APÊNDICE

A.1 DADOS

Conforme descrito na seção 2, os dois conjuntos de dados utilizados neste trabalho foram a Pesquisa de Economia Informal Urbana (ECINF) e a Relação Anual de Informações Sociais (Rais), uma base de dados administrativos coletados pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). Nesta seção, apenas são descritos os filtros utilizados nas duas bases de dados para se chegar na amostra final utilizada nas estimativas.

Em ambos os conjuntos de dados, apenas foram mantidas as empresas que pertenciam aos setores de serviços, indústria ou comércio, excluindo-se todas as demais. Foram excluídas também as empresas do setor público e aquelas que apresentavam massa salarial igual a zero. Como a Rais contém o universo de empresas formais, utiliza-se uma amostra aleatória simples de 25% do conjunto de dados originais. Quanto à ECINF, alguns filtros adicionais foram aplicados. Muitas das observações correspondem a trabalhadores por conta própria, vendedores ambulantes e outros empreendimentos que não correspondem à definição padrão da empresa e, portanto, foram excluídas. Para obter a unidade mais comparável de análise com as empresas formais cobertas pela Rais, excluíram-se também os empreendedores que declararam ter outro emprego. Finalmente, para excluir *outliers* remanescentes, realizou-se um *corte abaixo e acima* dos percentis 1% e 99%, respectivamente, das distribuições de idade e receita.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Everson da Silva Moura

Reginaldo da Silva Domingos

Revisão

Clícia Silveira Rodrigues

Idalina Barbara de Castro

Laetícia Jensen Eble

Leonardo Moreira de Souza

Marcelo Araujo de Sales Aguiar

Marco Aurélio Dias Pires

Olavo Mesquita de Carvalho

Regina Marta de Aguiar

Karen Aparecida Rosa (estagiária)

Luana Signorelli Faria da Costa (estagiária)

Tauãnara Monteiro Ribeiro da Silva (estagiária)

Editoração

Bernar José Vieira

Cristiano Ferreira de Araújo

Daniella Silva Nogueira

Danilo Leite de Macedo Tavares

Diego André Souza Santos

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Leonardo Hideki Higa

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

Composto em adobe garamond pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 bold condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso em offset 90g/m²
Cartão supremo 250g/m² (capa)
Brasília-DF

Missão do Ipea

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

