

Santos, Fabiano Guilherme Mendes; Almeida, Acir

**Working Paper**

## Mobilidade do capital, atores de veto e redistribuição na América Latina durante a virada à esquerda

Texto para Discussão, No. 2325

**Provided in Cooperation with:**

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

*Suggested Citation:* Santos, Fabiano Guilherme Mendes; Almeida, Acir (2017) : Mobilidade do capital, atores de veto e redistribuição na América Latina durante a virada à esquerda, Texto para Discussão, No. 2325, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/177541>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

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

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

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

**Terms of use:**

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

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

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

TEXTO PARA **DISCUSSÃO**

**2325**

**MOBILIDADE DO CAPITAL, ATORES  
DE VETO E REDISTRIBUIÇÃO  
NA AMÉRICA LATINA DURANTE  
A VIRADA À ESQUERDA**

**Fabiano Santos  
Acir Almeida**





## MOBILIDADE DO CAPITAL, ATORES DE VETO E REDISTRIBUIÇÃO NA AMÉRICA LATINA DURANTE A VIRADA À ESQUERDA<sup>1</sup>

Fabiano Santos<sup>2</sup>  
Acir Almeida<sup>3</sup>

---

1. Versões anteriores deste trabalho foram discutidas no Berlin Social Science Center (Berlim, May 2014), na 110ª Reunião Anual da American Political Science Association (Washington, D.C., ago. 2014), no VIII Congresso Latino-Americano de Ciência Política (Lima, jul. 2015) e no Ipea (dez. 2014 e abr. 2016). Os autores agradecem especialmente os valiosos comentários de Luciana Jaccoud, Miguel Foguel e Salvador Werneck Vianna.

2. Professor do Instituto de Estudos Sociais e Políticos da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (Iesp/Uerj). *E-mail*: <fsantos@iesp.uerj.br>.

3. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia (Diest) do Ipea. *E-mail*: <acir.almeida@ipea.gov.br>.

**Governo Federal**

**Ministério do Planejamento,  
Desenvolvimento e Gestão**  
**Ministro** Dyogo Henrique de Oliveira

**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

**Presidente**

Ernesto Lozardo

**Diretor de Desenvolvimento Institucional**

Rogério Boueri Miranda

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

Alexandre de Ávila Gomide

**Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas**

José Ronaldo de Castro Souza Júnior

**Diretor de Estudos e Políticas Regionais,  
Urbanas e Ambientais**

Alexandre Xavier Ywata de Carvalho

**Diretor de Estudos e Políticas Setoriais  
de Inovação e Infraestrutura**

João Alberto De Negri

**Diretora de Estudos e Políticas Sociais**

Lenita Maria Turchi

**Diretor de Estudos e Relações Econômicas  
e Políticas Internacionais**

Sérgio Augusto de Abreu e Lima Florêncio Sobrinho

**Assessora-chefe de Imprensa e Comunicação**

Regina Alvarez

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** 2017

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 dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão.

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

JEL: E6; Y8.

# SUMÁRIO

---

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO .....	7
2 BREVE REVISÃO DA LITERATURA .....	9
3 DESIGUALDADE E REDISTRIBUIÇÃO .....	12
4 ANÁLISE EMPÍRICA .....	20
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	34
REFERÊNCIAS .....	36
BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR.....	41



## SINOPSE

Este trabalho oferece explicação para diferenças de intensidade entre as políticas redistributivas dos governos que fizeram parte da recente virada à esquerda da América Latina. Com base em modelos teóricos que analisam as implicações redistributivas da desigualdade em democracias com diferentes estruturas econômicas e institucionais, argumenta-se que a política redistributiva da esquerda foi mais intensa nos países onde o capital tem menor mobilidade e o Legislativo não se constituiu em ator de veto. Essa explicação é secundada por evidência correlacional gerada a partir de modelos econométricos de uma medida *proxy* da intensidade desta política, com base em dados de vinte governos de esquerda de onze países latino-americanos nos anos 2000-2014.

**Palavras-chave:** redistribuição; mobilidade do capital; ator de veto; América Latina.

## ABSTRACT

This study explains the intensity of redistributive policies of Latin American leftist governments during the so-called “left turn” in the region. Based on theoretical models that analyze the implications of inequality in democracies with different economic and institutional structures, it argues that the left’s redistributive policies were more intense in countries where capital has low mobility and the legislature was not a veto player. This explanation is supported by evidence from econometric models of a proxy measure of the intensity of redistributive policy, based on data from twenty leftist governments from eleven Latin American countries, during the 2000-2014 period.

**Keywords:** redistribution; capital mobility; veto player; Latin America.





## 1 INTRODUÇÃO

No início deste século, a maior parte das democracias latino-americanas passou por importantes transformações políticas e sociais. Após uma década de predomínio de políticas públicas que priorizaram reformas econômicas pró-mercado e relegaram a ação redistributiva do Estado, a partir do final dos anos 1990 observa-se na região uma virada à esquerda – isto é, a vitória eleitoral, e subsequente implementação, de agendas que enfatizavam ampliação do gasto social e redistribuição. Em praticamente todos os países governados pela esquerda reduziram-se substancialmente tanto a pobreza quanto a desigualdade de renda (McLeod e Lustig, 2011).

Entretanto, os países chegaram a esses resultados sociais por caminhos diferentes. Segundo parte considerável da literatura contemporânea sobre a América Latina, podem-se dividir as democracias recentemente governadas pela esquerda em dois grupos, de acordo com suas trajetórias (Castañeda, 2006; Weyland, 2009). O primeiro é composto por países como Brasil, Chile e Uruguai, onde a esquerda tradicional conseguiu eleger presidentes que, embora defendendo políticas alternativas, não se colocaram como antagonistas da ordem econômica vigente. Seus governos adotaram políticas redistributivas moderadas, baseadas principalmente na garantia de renda mínima aos mais pobres, sem que fossem realizadas grandes mudanças nas estruturas de tributação e de transferências governamentais (Hunter e Sugiyama, 2009; Pribble e Huber, 2013). Nesses casos, o sucesso eleitoral da esquerda e a política redistributiva que se seguiu ocorreram sem prejuízo da estabilidade política. Essa trajetória é similar à de vários partidos social-democratas de democracias consolidadas – o que, para vários analistas, constitui-se no padrão evolutivo esperado.

O segundo grupo inclui países como Bolívia, Equador e Venezuela, onde uma nova esquerda emergiu em contexto de crise do sistema partidário tradicional e eclosão de movimentos sociais, logrando eleger presidentes com discurso de ruptura com o modelo econômico que prevalecera na década de 1990. Esses governos de esquerda implementaram políticas redistributivas intensas, que aumentaram substancialmente a tributação dos mais ricos e as transferências para os mais pobres (Corrales, 2010; Kennemore e Weeks, 2011). Nesses casos, a emergência da esquerda está associada à radicalização do processo político, e seus governos, à instabilidade política, na forma de protestos violentos, tentativas de secessão e até de golpe (Ritinger e Cleary, 2013).

De acordo com boa parte da literatura, essa trajetória não se encaixa nem nos esquemas conceituais nem nos padrões empíricos originados da experiência das democracias consolidadas. Em vez disso, seria uma especificidade latino-americana, associada, por exemplo, à tradição populista da região ou a transformações pelas quais passaram seus sistemas partidários.

Neste trabalho, questiona-se a ideia de que os recentes governos de esquerda radical<sup>1</sup> na América Latina refletem especificidades da região. Alternativamente, argumenta-se que são manifestações empíricas de processos mais gerais de consolidação da democracia em contexto marcado, de um lado, por conflitos redistributivos agudos e, de outro, por diferentes estruturas econômicas e institucionais. Especificamente, propõe-se que políticas redistributivas radicais sejam viáveis somente nos países onde o capital apresenta baixa mobilidade e o Legislativo não se constituiu em ator de veto. Fundamenta-se essa explicação em teorias seminais a respeito do efeito da desigualdade sobre a intensidade da política redistributiva (Meltzer e Richard, 1981), sua implicação para o crescimento da renda (Alesina e Rodrik, 1994) e a atenuação daquele efeito pelas estruturas econômica (Bates e Lien, 1985) e institucional (Persson e Tabellini, 1994).

Para avaliar o mérito empírico dessa explicação, estimam-se modelos de regressão de mínimos quadrados ordinários (MQO) da intensidade da política redistributiva, mensurada na forma de uma *proxy* construída com base na redistribuição e na instabilidade política observadas, com base em amostra de vinte governos de esquerda de onze países latino-americanos, entre 2000 e 2014. A evidência sugere que a explicação proposta ajusta-se razoavelmente bem aos fatos.

O restante deste trabalho está organizado em mais quatro seções. Na próxima, faz-se breve revisão da recente literatura sobre a virada à esquerda da América Latina, particularmente das explicações sobre as diferenças entre as políticas da esquerda. Na terceira seção, discute-se seletivamente a literatura teórica sobre desigualdade e redistribuição, especificamente a que analisa as implicações redistributivas da democracia e os efeitos moderadores das estruturas econômica e institucional. A partir das principais contribuições dessa literatura, propõe-se explicação para a variação

---

1. Neste trabalho, utilizam-se os termos moderada e radical para caracterizar a intensidade da política redistributiva e, por extensão, o governo que a implementou.

entre as políticas redistributivas implementadas pelos recentes governos de esquerda da região. Na quarta, avalia-se a validade empírica da explicação proposta, por meio de análise de regressão. Na quinta e última seção, faz-se breve resumo dos principais achados e tecem-se algumas considerações finais.

## **2 BREVE REVISÃO DA LITERATURA**

A virada à esquerda da América Latina tem motivado grande quantidade de estudos sobre diferentes aspectos. Alguns se dedicam à sua interpretação política e conceitual (Arditi, 2008), outros procuram identificar suas causas (Debs e Helmke, 2010; Cleary, 2006) e, por fim, há os que investigam o comportamento da esquerda no governo. A breve revisão apresentada limita-se a esse último aspecto do debate.

Os estudos sobre os recentes governos de esquerda latino-americanos diferem acerca da ênfase que conferem a semelhanças e diferenças. Os que apontam para elementos comuns costumam destacar a agenda política centrada em igualdade, distribuição e inclusão (Arditi, 2008). As pesquisas que enfatizam diferenças, por sua vez, chamam a atenção para as políticas econômicas e sociais, que costumam classificar como moderadas ou radicais (Castañeda, 2006; Weyland, 2009). A esquerda moderada preserva os pilares da economia de mercado, não interferindo em preços e respeitando contratos, e combate a pobreza de forma gradativa, com prudência fiscal e respeito à propriedade privada. A esquerda radical, ao contrário, intervém na economia, controlando preços e estatizando empresas, e procura reduzir a pobreza ampliando drasticamente o gasto público e redistribuindo renda de maneira intensa.

A literatura oferece diferentes explicações para essas diferenças da esquerda no governo, algumas de natureza política e outras, econômica. As primeiras focaram-se inicialmente na evolução do sistema partidário, e, por essa perspectiva, o radicalismo da esquerda no governo seria resultado do baixo grau de institucionalização do sistema partidário (Flores-Macías, 2010) ou do contexto de competição eleitoral no qual os partidos de esquerda emergiram e se consolidaram (Madrid, 2010). Sobre a primeira relação, contudo, Weyland (2009, p. 150) argumenta de forma bastante convincente que a causalidade provavelmente tem direção inversa à postulada, no sentido de que a emergência de partido radical de esquerda contribuiu para desestabilizar o sistema

partidário. Sobre a trajetória dos partidos, embora ela possa eventualmente explicar diferenças entre as suas preferências, não é suficiente para esclarecer a variação das políticas da esquerda, como mostram Campello (2015), Murillo, Oliveros e Vaishnav (2011) e Weyland (2009).

Seguindo uma linha mais institucionalista, Nunes (2014) argumenta que governos de esquerda mais radicais (ou neopopulistas, como caracteriza o autor) são fruto da ausência de pelo menos um de dois mecanismos políticos moderadores: a ocorrência de segundo turno na eleição presidencial e a existência de ator de veto no Legislativo. O primeiro promoveria moderação pela necessidade de conquistar o voto do eleitor mediano, e o segundo, pela necessidade de obter o apoio de partido de oposição. Todavia, a operação do primeiro mecanismo não parece ser tal como postulado pelo autor, haja vista os resultados teóricos de Bordignon, Tommaso e Tabellini (2016), de que não é a ocorrência de segundo turno que gera moderação, mas sim a regra de dois turnos. Considerando-se ainda que há apenas dois casos de presidentes de esquerda eleitos por maioria simples sob regra de turno único no período em questão (o paraguaio Lugo e o nicaraguense Ortega, em 2006), é empiricamente irrelevante o primeiro mecanismo de Nunes.

Biglaiser (2016) oferece uma perspectiva não institucionalista segundo a qual políticas mais à esquerda foram adotadas onde o eleitorado conferiu ao presidente um claro mandato para sua implementação, na forma de ampla margem de votos e maioria legislativa. O argumento é que esse tipo de resultado eleitoral sinaliza fortemente que o eleitorado recompensará o apoio legislativo à agenda do presidente, o que faria com que defecções diminuíssem na base governista e aumentassem na oposição. Não obstante carecer de fundamentos teóricos sólidos, essa explicação vai ao encontro da tese segundo a qual várias democracias latino-americanas têm natureza delegativa (O'Donnell, 1994), no sentido de que o presidente governa virtualmente sem restrições de natureza política ou institucional quando desfruta do apoio de larga maioria dos eleitores.

Entre as explicações de natureza econômica, é praticamente unânime o reconhecimento de que, na primeira década dos anos 2000, o ambiente econômico da América Latina foi favorável à ampliação de políticas sociais, principalmente em razão do forte crescimento da renda acarretado pelo aumento expressivo e continuado dos preços das *commodities*. Weyland (2009) identifica nesse fenômeno a principal

causa da variação na intensidade da política redistributiva dos governos de esquerda, argumentando que políticas mais intensas foram adotadas somente nos países onde o setor de *commodities* tem maior peso (no caso, Bolívia, Equador e Venezuela).

Outros autores ponderam que, ainda assim, esses governos estiveram sujeitos a constrangimentos econômicos. Murillo, Oliveros e Vaishnav (2011) propõem que as políticas da esquerda foram mais moderadas onde a situação fiscal do país era mais adversa. Campello (2015, p. 19-20), por sua vez, chama a atenção para o grau de integração do país ao mercado financeiro internacional que, em razão de facilitar a fuga do capital, também deve ter atenuado a política redistributiva, embora a autora pondere que esse efeito provavelmente foi menor nos países que mais se beneficiaram da alta dos preços das *commodities*.

O que se pode dizer da evidência empírica acumulada? Entre as variáveis explicativas de natureza política, o resultado mais consistente é a correlação negativa entre institucionalização ou estabilidade do sistema partidário e intensidade das políticas da esquerda (Flores-Macías, 2010, p. 423; Nunes, 2014, p. 51). Todavia, como mencionado anteriormente, é bastante provável que a causalidade subjacente a essa relação tenha direção inversa à postulada.

Os achados a respeito da natureza do apoio legislativo do governo não podem ser considerados conclusivos, por estarem contaminados por problemas de mensuração. Nunes (2014) mensura a existência de ator de veto legislativo por meio de um indicador de que os partidos são bem estruturados, sem levar em conta se de fato algum deles era ator de veto. Assim, não se pode descartar que a relação negativa que o autor constata entre essa variável e o populismo de esquerda seja reflexo da endogeneidade do sistema partidário. Biglaiser (2016), por sua vez, conjuga o *status* legislativo do presidente com sua margem de vitória eleitoral para medir a natureza do seu mandato, o que impede avaliar a contribuição de cada uma daquelas variáveis para a forte correlação positiva que o autor encontra entre mandato eleitoral e intensidade das políticas de esquerda.

Sobre as explicações econômicas, a única evidência forte e consistente é a correlação positiva entre o peso da renda de *commodities* e o grau de esquerdismo das políticas governamentais (Campello, 2015; Murillo, Oliveros e Vaishnav, 2011; Weyland, 2009). A evidência não corrobora a conjectura de que adversidade fiscal,

medida em termos das magnitudes do *deficit* doméstico ou do serviço da dívida externa, tem efeito moderador (Murillo, Oliveros e Vaishnav, 2011).<sup>2</sup> Por fim, não há evidência que permita avaliar as hipóteses de Campello (2015) sobre o efeito da integração financeira internacional.

É forçoso reconhecer, portanto, que há limitações importantes nas explicações existentes. Embora existam argumentos persuasivos para crer que constrangimentos de natureza política e econômica tenham condicionado a intensidade das políticas redistributivas dos recentes governos de esquerda latino-americanos, a evidência a respeito dos primeiros é precária, e a referente aos segundos, incompleta.

Nas seções seguintes, procuramos contribuir para esse debate de duas maneiras. Primeiro, mobilizando a literatura teórica sobre desigualdade e redistribuição na democracia para propor a hipótese explicativa de que a política redistributiva foi mais intensa nos países onde o capital tem menor mobilidade e o Legislativo não se constituiu em ator de veto. Segundo, oferecendo evidência empírica original para avaliar essa hipótese, levando-se em conta as demais, identificadas nesta seção.

### 3 DESIGUALDADE E REDISTRIBUIÇÃO

Nesta seção, revisam-se os fundamentos teóricos da relação entre desigualdade e redistribuição na democracia em busca de elementos que possam lançar luz sobre por que governos de esquerda, que supostamente desejam reduzir a desigualdade, adotam políticas redistributivas de intensidades tão diferentes. O objetivo é aplicar os *insights* da literatura teórica ao contexto empírico da América Latina na transição para este século, em que se conjugam desigualdade de renda elevada, democracia não consolidada e ascensão de governos de esquerda.

Não obstante a extensa literatura sobre a questão, para os objetivos deste trabalho é suficiente explorar as contribuições dos seguintes estudos seminais:

---

2. Os autores encontram forte correlação negativa entre políticas de esquerda e a quantidade média de anos durante os quais o governo teve um novo acordo assinado com o Fundo Monetário Internacional (FMI). Todavia, não consideram a hipótese (a nosso ver, mais plausível) de que a decisão de firmar este acordo também é uma política de governo e, por isso, faz mais sentido ser tratada como variável dependente.

Meltzer e Richard (1981), Alesina e Rodrik (1994) e Persson e Tabellini (1994). Com base em um modelo downsiano no qual eleitores que diferem apenas em termos de produtividade do trabalho votam de acordo com suas preferências por redistribuição, mas antecipando as consequências econômicas, Meltzer e Richard (1981) demonstram que a demanda por redistribuição e a consequente intensidade da política redistributiva aumentam com a desigualdade de renda. Adicionando dinâmica a esse modelo, Alesina e Rodrik (1994) concluem que investimento e, por extensão, crescimento econômico são decrescentes na desigualdade de renda, em razão de a demanda por redistribuição incentivar a tributação do capital. Por fim, Persson e Tabellini (1994) mostram que, embora o eleitor “pivotal” possa antecipar esse efeito negativo sobre a renda e, em vista disso, atenuar sua demanda por redistribuição, maior desigualdade inevitavelmente produz menor crescimento econômico em razão da impossibilidade de o governo se comprometer com intensidade menor de redistribuição. Os elementos que fundamentam esses resultados teóricos são identificados a seguir.

Suponha uma economia fechada, perfeitamente competitiva e sem incerteza, composta por indivíduos que diferem apenas em termos das suas dotações relativas de capital (físico ou humano) e trabalho (não qualificado), sendo a renda individual crescente na dotação relativa de capital. Toda a renda do trabalho é consumida, mas não necessariamente a do capital, que pode ser investida. Todo aumento da produção ocorre via aumento da produtividade do trabalho, que, por sua vez, requer investimento.

Suponha também que existe um governo eleito pela regra da maioria e com sufrágio universal, que fornece diretamente infraestrutura e serviços básicos que beneficiam a todos e que são financiados por um imposto linear incidente apenas sobre os rendimentos de capital. Adicionalmente, o governo tem a opção de redistribuir renda, o que deve ser feito por meio da adoção de uma taxa excedente e transferência da receita correspondente para todos os indivíduos, igualmente. A magnitude da taxa excedente, ou seja, a intensidade da política redistributiva, é a única variável de escolha do governo e a única questão que orienta o voto dos eleitores.<sup>3</sup>

---

3. A taxa excedente é uma simplificação para diferentes políticas que beneficiam diretamente os mais pobres e cujos custos são financiados pelos mais ricos, direta ou indiretamente.



A economia e a política operam em dois períodos. No primeiro ( $t$ ), os capitalistas realizam suas decisões de investimento e os indivíduos elegem o governo. No seguinte ( $t + 1$ ), os indivíduos recebem seus rendimentos, o governo define a taxa de imposto excedente sobre os rendimentos do capital, coleta o imposto e redistribui a receita correspondente.

Considere inicialmente as decisões dos indivíduos a respeito de qual governo eleger. Como o imposto incide somente sobre os rendimentos de capital e a renda é crescente nesses rendimentos, a preferência pela intensidade da redistribuição é decrescente na renda. Indivíduos com renda proveniente apenas de trabalho preferem o máximo de redistribuição, enquanto os com renda proveniente apenas de capital preferem que não haja redistribuição. Considerando-se que a eleição é realizada sob a regra da maioria, é eleito o candidato que promete a política redistributiva preferida pelo indivíduo com renda mediana.

Qual é a intensidade da política redistributiva preferida pelo eleitor mediano? Suponha-se a situação usual, na qual a renda está concentrada nos mais ricos, ou seja, a distribuição da renda é inclinada à direita, com a mediana inferior à média. Nesse caso, o eleitor mediano paga de imposto excedente  $\tau y^M$  e recebe de transferência  $\tau \bar{y}$ , onde  $\tau$ ,  $y^M$  e  $\bar{y}$  são, respectivamente, a taxa de imposto excedente, a renda mediana e a média. Como  $\bar{y} > y^M$ , então, o mediano prefere redistribuição ( $\tau > 0$ ), mas com intensidade suficiente apenas para igualar sua renda à média. Uma redistribuição mais intensa implicaria o mediano receber menos de transferência do que paga de imposto.

A expectativa de redistribuição afeta negativamente as decisões de investimento, pois a tributação excedente reduz o rendimento líquido esperado do capital. Redução do investimento implica menor aumento da produtividade do trabalho, e ambos os movimentos afetam negativamente a renda final (em  $t + 1$ ) do eleito mediano. Isso ocorre por dois canais: o menor aumento da produtividade implica menor crescimento do rendimento do trabalho e o menor aumento do crescimento econômico (ou seja, da renda) implica menor valor da transferência governamental. Levando-se em conta esses efeitos, o eleitor mediano prefere uma política redistributiva mais moderada, aquém do necessário para equalizar as rendas mediana e média pós-transferência.

Note-se, contudo, que a preferência do eleitor mediano é passível de inconsistência temporal. Suponha que seja eleito um governo que prometa executar a versão moderada da política redistributiva, tal como preferido pelo eleitor mediano, e que os capitalistas tomem suas decisões de investimento com base nessa promessa. Uma vez que os investimentos tenham sido realizados (em  $t$ ), no entanto, o eleitor mediano se beneficia da execução oportunista da política redistributiva mais intensa (em  $t + 1$ ), isto é, a que equaliza as rendas mediana e média. Dado que o governo deseja maximizar sua chance de reeleição, ele age no sentido de beneficiar o eleitor mediano, no caso, implementando a política redistributiva mais intensa.

Antecipando esse comportamento oportunista do governo, os capitalistas tomam suas decisões de investimento tendo em vista não a política redistributiva na qual o eleitor mediano vota em  $t$ , mas sim a que maximiza a sua utilidade em  $t + 1$ , que é mais intensa. Isso significa menor investimento em  $t$ . Apesar de o menor investimento produzir resultado pior para o eleitor mediano, não há como evitar esse resultado porque o governo não tem como se comprometer de maneira crível em não executar a política redistributiva mais intensa. A política redistributiva de equilíbrio é, portanto, mais intensa e menos eficiente. Note-se ainda que, como a redistribuição que maximiza a utilidade do mediano em  $t + 1$  é aquela que iguala a sua renda com a média, a intensidade da redistribuição de equilíbrio é crescente na desigualdade de renda. Logo, quanto maior a desigualdade inicial, mais intensa a política redistributiva esperada, menor o investimento e, por fim, menor o crescimento econômico subsequente.

Em suma, os elementos críticos que condicionam a intensidade da política redistributiva na democracia são: *i*) o tamanho da desigualdade de renda; *ii*) a redução estratégica do investimento pelos capitalistas (em antecipação à tributação excedente); e *iii*) a impossibilidade de o governo se comprometer de maneira crível com uma política redistributiva de menor intensidade. As subseções seguintes discutem brevemente variações nos dois últimos fatores, a partir dos conceitos de mobilidade do capital e ator de veto.

### 3.1 Mobilidade do capital

No modelo descrito anteriormente, a redução estratégica do investimento em antecipação à tributação excedente baseia-se exclusivamente na premissa de que os capitalistas têm a opção de consumir seu capital, em vez de investi-lo. Na verdade,

a literatura teórica que analisa a relação entre tributação e investimento costuma trabalhar com modelos que incluem múltiplas economias politicamente independentes e a premissa de que os capitalistas podem mover seus ativos entre elas. Nesse cenário, obtém-se como resultado que quanto menor o custo dos capitalistas de transferir seus ativos para outra economia, maiores os incentivos do governo para aumentar a taxa de retorno líquido do investimento, ou seja, para minimizar a tributação excedente do capital (Bates e Lien, 1985; Bretschger e Hettich, 2002).

O custo de mover ou realocar o capital define o seu grau de mobilidade. Economias com baixa mobilidade do capital são aquelas altamente baseadas em ativos fixos ou imóveis, especialmente investimentos em atividades ligadas à exploração de recursos naturais, como agricultura e mineração, enquanto economias baseadas em indústrias manufatureiras e intensivas em capital humano têm capital com mobilidade intermediária. O capital apresenta maior mobilidade quando assume a forma de ativo financeiro, situação na qual pode facilmente migrar de país, especialmente no atual contexto de forte integração internacional.

Dado que a fuga do capital implica menor crescimento econômico subsequente, impactando negativamente a renda do eleitor mediano, espera-se que governos de países cujas economias apresentam elevado grau de mobilidade do capital adotem políticas redistributivas mais moderadas (Boix, 2003, cap. 2).

### **3.2 Atores de veto**

A ideia de que o governo não tem como se comprometer de maneira crível com a redistribuição mais moderada depende fortemente do pressuposto de que o processo decisório opera segundo o modelo majoritário de democracia, cuja estrutura institucional é tal que favorece a eleição de uma maioria unipartidária e a implementação da respectiva agenda de governo. Nesse cenário, a preferência majoritária no eleitorado converte-se de maneira quase automática em política pública – no caso, o governo executa a política redistributiva que maximiza a utilidade do eleitor mediano. No entanto, existe um modelo alternativo de democracia, chamado consensual, que procura compartilhar, dispersar e limitar o poder (Lijphart, 1999). As diferenças entre esses dois modelos manifestam-se principalmente na estrutura institucional, por exemplo, nas regras eleitorais (se majoritárias ou proporcionais), na distribuição de poderes (se concentrada no Executivo ou compartilhada com o Legislativo), na

organização do Legislativo (se unicameral ou bicameral) e na organização do Estado (se unitária ou federativa, centralizada ou descentralizada). As democracias consensuais estimulam a fragmentação parlamentar, a formação de coalizões multipartidárias de governo e conferem papel mais relevante ao Legislativo na produção de políticas públicas. Isso induz decisões negociadas, que contemplam preferências minoritárias, situação na qual a conversão da preferência mediana do eleitorado em política pública não é garantida.

Uma maneira mais simples de lidar analiticamente com esses vários elementos institucionais é recorrer ao conceito de atores de veto de Tsebelis (1995). Um ator de veto é qualquer agente individual ou coletivo cuja anuência é necessária para a aprovação de uma política pública. Por exemplo, cada partido, membro de uma coalizão majoritária, é um ator de veto na definição da agenda de políticas governamentais. Da mesma forma, um Legislativo cujo partido mediano é diferente do que controla o Executivo é um ator de veto na produção de políticas públicas. Democracias majoritárias puras têm apenas um ator com poder de veto: o partido majoritário no Legislativo, que também controla o governo. Em contrapartida, democracias consensuais podem ter múltiplos atores com poder de veto. O principal resultado teórico dessa abordagem é que a produção de novas políticas públicas relevantes é tão menor quanto maior a distância entre as preferências dos atores de veto mais divergentes (Tsebelis, 1995, p. 298).

O ponto importante a ser retido dessa discussão é que a estrutura institucional pode servir como mecanismo de comprometimento crível do governo com política redistributiva mais moderada (Acemoglu e Robinson, 2001; North e Weingast, 1989; Persson e Tabellini, 1994). No caso, a existência de ator com poder de veto que represente os interesses de indivíduos da elite – isto é, com renda superior à do eleitor mediano – é garantia de que não se aprovará política redistributiva mais intensa que as toleráveis por esses indivíduos. Assim, espera-se que governos nos quais existe pelo menos um ator de veto pró-elite adotem políticas redistributivas mais moderadas.

Em suma, pode-se concluir da literatura teórica apresentada nesta seção que a intensidade da demanda por redistribuição é crescente na desigualdade de renda, sendo

que a extensão com que a primeira efetivamente se traduz em política redistributiva diminui com a mobilidade do capital ou com a existência de ator de veto pró-elite.<sup>4</sup>

À primeira vista, essas relações teóricas constituem explicação promissora das diferentes políticas redistributivas dos recentes governos de esquerda latino-americanos. O quadro 1 ilustra como elas se ajustam aos casos tidos como exemplares de esquerda radical (Bolívia, Equador e Venezuela) e moderada (Brasil, Chile e Uruguai). Observam-se políticas redistributivas radicais somente nos países cujas economias apresentam maior dependência do setor de *commodities* e onde a esquerda conquistou maioria absoluta no Legislativo – ou seja, onde a mobilidade do capital é baixa e inexistiu ator de veto pró-elite.<sup>5</sup> Por sua vez, observam-se políticas moderadas nos países com economia mais diversificada (Brasil e Uruguai) ou onde o partido mediano no Legislativo não foi de esquerda (Brasil e Chile).<sup>6</sup>

QUADRO 1

**Mobilidade do capital, ator de veto pró-elite e política redistributiva em países selecionados**

	Sem ator de veto pró-elite	Com ator de veto pró-elite
Baixa mobilidade do capital	Bolívia <sup>2</sup> Equador <sup>2</sup> Venezuela <sup>2</sup>	Chile <sup>1</sup>
Alta mobilidade do capital	Uruguai <sup>1</sup>	Brasil <sup>1</sup>

Elaboração dos autores.

Notas: <sup>1</sup> Moderado.

<sup>2</sup> Radical.

Em parte, essa explicação coincide com a de Campello (2015), que, partindo da mesma abordagem teórica, destaca o efeito atenuador da integração financeira

4. Existe farta literatura empírica que testa essas relações, mas cujos resultados são controversos, principalmente em razão de problemas metodológicos. Não obstante, entre os estudos que oferecem evidência favorável, podem-se destacar Borge e Rattsø (2004) e Milanovic (2000) para o efeito positivo da desigualdade sobre a política redistributiva, e Carlsen, Langset e Rattsø (2005), Hallerberg e Basinger (1998) e Hays (2003), para os efeitos negativos da mobilidade do capital e da existência de ator de veto.

5. Na Bolívia, embora a eleição de 2005 não tivesse produzido uma maioria no Senado, o apoio declarado de dois senadores opositoristas ao presidente e seu partido mudou aquela situação logo em janeiro de 2006 (Sandi, 2006). No Equador, embora a esquerda tenha conquistado maioria, em setembro de 2007, exclusivamente para reescrever a Constituição, ela suspendeu o Legislativo e assumiu seus poderes em novembro daquele ano (Conaghan, 2008, p. 57).

6. Embora façam parte da coalizão de governo liderada pela esquerda, os partidos medianos nos legislativos brasileiro e chileno – respectivamente, o Partido do Movimento Democrático Brasileiro (PMDB) e o Partido Demócrata Cristiano (PDC) – são de centro. Ademais, no Chile, senadores nomeados de inclinação conservadora foram decisivos entre 1999 e 2005, em razão do quase empate legislativo entre governo e oposição.

internacional sobre as políticas redistributivas, em razão de aumentar a capacidade de fuga do capital. Também se relaciona com as de Nunes (2014) e Weyland (2009), no sentido de que, tal como a primeira, enfatiza o efeito moderador do veto legislativo e, tal como a segunda, a dependência de *commodities*.

Entretanto, a explicação proposta neste trabalho distingue-se por enfatizar tanto o efeito da estrutura econômica quanto o da estrutura institucional sobre a intensidade da política redistributiva. A mobilidade do capital disciplina o governo por meio da imposição de custos econômicos à tributação em excesso – no caso, redução do investimento e, por conseguinte, do crescimento econômico. A existência de ator de veto pró-elite também modera a política redistributiva, mas por outro mecanismo, no caso, conferindo credibilidade à promessa do governo em não tributar excessivamente o capital. Ademais, é provável que esses efeitos sejam substitutos, no sentido de que se obtém moderação da política redistributiva, seja com mobilidade do capital suficientemente elevada, seja com ator de veto pró-elite no Legislativo. Se correta essa hipótese, então, a omissão de qualquer uma dessas variáveis explicativas leva à subestimação do efeito da outra.

Também é importante apontar como a interpretação redistributiva a respeito da relação positiva entre dependência da produção de *commodities* e intensidade das políticas sociais da esquerda se diferencia da explicação rentista (Weyland, 2009). Pela primeira, políticas radicais foram viáveis nos países onde esse setor produtivo tem maior peso porque a mobilidade do capital é menor e, assim, governos majoritários, ou seja, sem ator de veto pró-elite, puderam tributar mais a renda excedente. Pela segunda, as políticas sociais foram viáveis não porque o governo taxou mais, mas porque aumentou a parte da sua renda que afluí da produção direta ou da participação nos resultados do setor (Jensen e Wantchekon, 2004, p. 817; Smith, 2004, p. 233-234). Ou seja, pela perspectiva rentista, países mais dependentes de *commodities* puderam adotar políticas redistributivas mais intensas sem suscitar conflito redistributivo (Morrison, 2009; Smith, 2004).

Estudos sobre como os governos de esquerda dos maiores produtores de *commodities* financiaram suas políticas sociais revelam mecanismos consistentes com a perspectiva redistributiva. De acordo com Hogenboom (2012), o presidente boliviano Evo Morales aumentou de 18% para 82% a participação do setor público

nos lucros de dois dos maiores campos de gás natural, assim como os impostos e os *royalties* das companhias privadas produtoras dessa *commodity*; o equatoriano Rafael Correa praticamente dobrou o imposto sobre lucros inesperados (*windfall-profits*) das empresas transnacionais de petróleo; e o venezuelano Hugo Chávez aumentou os *royalties* e os impostos das empresas estrangeiras de 1% para 30% e de 34% para 50%, respectivamente. Por seu turno, Letelier e Dávila (2015) relatam que, no Chile, a despeito de o governo socialista desejar desde o início cobrar *royalties* da indústria do cobre, tais iniciativas foram bloqueadas no Legislativo. Somente em 2005, cinco anos depois da sua inauguração, o governo conseguiu passar a mudança tributária no Legislativo, após substituir os *royalties* por uma alternativa mais moderada: um imposto específico sobre lucros de mineração.

## 4 ANÁLISE EMPÍRICA

Nesta seção, avalia-se de maneira mais sistemática a hipótese explicativa desenvolvida anteriormente. Para tanto, primeiro identificam-se os governos que fizeram parte da virada à esquerda latino-americana, para fins de constituição da amostra. Em seguida, propõe-se uma medida *proxy* da intensidade das políticas redistributivas desses governos. Por fim, estimam-se modelos estatísticos dessa variável como função de mobilidade do capital, ator de veto pró-elite e das principais variáveis independentes identificadas na literatura.

### 4.1 Governos de esquerda na América Latina (1999-2014)

Considera-se que a virada à esquerda da América Latina teve início em 1998, com a primeira eleição de Hugo Chávez à presidência da Venezuela, a que se seguiram vitórias eleitorais de presidentes de esquerda em vários outros países da região, alguns deles por mais de uma vez. Embora a esquerda permaneça no poder na maioria desses países, eventos políticos ocorridos em 2015 e 2016 indicam que o movimento pode estar se esgotando (Castañeda, 2016).

Seguindo Levitsky e Roberts (2011, p. 5), consideram-se como de esquerda somente os presidentes e os partidos que apresentam duas características: *i*) concorrem ao cargo com plataforma eleitoral centrada em políticas sociais, particularmente visando redução da desigualdade; e *ii*) uma vez eleitos, preservam parte significativa

dessa plataforma na agenda de governo. Por esses critérios, identificam-se ao todo 27 governos de esquerda na América Latina, entre 1999 e 2014.

A tabela 1 lista esses governos por país, presidente e partido eleito e ano da eleição. Em consonância com outros estudos, omitem-se os governos do equatoriano Lucio Gutiérrez (2003-2005) e do peruano Alan García (2007-2011), que, embora tenham sido eleitos com plataformas moderadas de esquerda, abandonaram totalmente essa agenda uma vez no governo (Cameron, 2011; Mejía Acosta e Polga-Hecimovich, 2011, p. 102-103).

TABELA 1  
América Latina: presidentes de esquerda (1999-2014)

País	Presidente	Partido	Eleito em	Governo(s)
Argentina	Néstor Kirchner	FPV-PJ	2003	5/2003-12/2007
Argentina	Cristina Kirchner	FPV-PJ	2007 2011	12/2007-12/2011 12/2011-12/2015
Bolívia	Evo Morales	MAS	2005 2009	1/2006-1/2010 1/2010-atual
Brasil	Luiz Inácio Lula da Silva	PT	2002 2006	1/2003-12/2006 1/2007-12/2010
Brasil	Dilma Rousseff	PT	2010	1/2011-12/2014
Chile	Ricardo Lagos	PPD	2000	3/2000-3/2006
Chile	Michelle Bachelet	PS	2006 2013	3/2006-3/2010 3/2014-atual
El Salvador	Maurício Funes	FMLN	2009	6/2009-5/2014
Equador	Rafael Correa	MPAIS	2006 2009 2013	1/2007-8/2009 8/2009-5/2013 5/2013-5/2017
Guatemala	Álvaro Colom	UNE	2007	1/2008-1/2012
Nicarágua	Daniel Ortega	FSLN	2006 2011	1/2007-1/2012 1/2012-atual
Paraguai	Fernando Lugo	APC	2008	8/2008-6/2012 <sup>1</sup>
Peru	Ollanta Humala	PNP	2011	7/2011-7/2016
República Dominicana	Hipólito Mejía	PRD	2000	8/2000-8/2004
Uruguai	Tabaré Vázquez	FA	2004	3/2005-2/2010
Uruguai	José Mujica	FA	2009	3/2010-2/2015
Venezuela	Hugo Chávez	MVR	1998 2000 2006	2/1999-1/2001 1/2001-1/2007 1/2007-1/2013
Venezuela	Nicolás Maduro	PSUV	2012	1/2013-atual <sup>2</sup>

Fonte: Cidob (2015); Clas (2016); Murillo, Oliveros e Vaishnav (2011).

Elaboração dos autores.

Notas: <sup>1</sup> Impedido do cargo.

<sup>2</sup> Assumiu em março de 2013, com o falecimento de Chávez.

Obs.: APC – Alianza Patriótica para el Cambio; FA – Frente Amplio; FMLN – Frente Farabundo Martí para la Liberación Nacional; FPV-PJ – Frente para la Victoria-Partido Justicialista; FSLN – Frente Sandinista de Liberación Nacional; MAS – Movimiento al Socialismo; MPAIS – Movimiento Patria Altiva i Soberana; MVR – Movimiento V [Quinta] República; PNP – Partido Nacionalista Peruano; PPD – Partido por la Democracia; PRD – Partido Revolucionario Dominicano; PS – Partido Socialista; PSUV – Partido Socialista Unido de Venezuela; PT – Partido dos Trabalhadores; UNE – Unidad Nacional de la Esperanza.



## 4.2 Medindo a intensidade da política redistributiva

Medir a intensidade da política redistributiva é um desafio extraordinário em razão dos diferentes instrumentos e estratégias por meio dos quais essa política pode ser implementada. Os primeiros incluem tributação, gastos sociais e regulamentações, por exemplo, sobre salário-mínimo e reforma agrária. As estratégias estão relacionadas a definição de ritmo (mais ou menos gradual), extensão da população-alvo, progressividade e eventuais compensações. A correta caracterização da política redistributiva requer que se leve em conta esses vários aspectos, que nem sempre estão coerentemente articulados.

No entanto, até onde se pôde constatar, não há uma medida agregada válida que permita comparar a política redistributiva entre países, particularmente os analisados neste estudo.<sup>7</sup> Diante dessas limitações, optou-se por tratar a intensidade da política redistributiva como variável latente e, assim, construir uma *proxy* com base em dois de seus resultados observáveis: redistribuição de renda e instabilidade.

A principal consequência esperada da política redistributiva de um governo de esquerda é a redução da desigualdade de renda (doravante, simplesmente redistribuição). Todavia, não se pode inferir a intensidade desta política diretamente da redistribuição observada, pois a primeira nem sempre é bem-sucedida e a segunda também depende da operação de forças de mercado, muitas vezes de difícil identificação. No caso dos recentes governos de esquerda latino-americanos, embora haja razoável acordo que suas políticas redistributivas contribuíram significativamente para o declínio da desigualdade, a magnitude dessa contribuição tem sido objeto de debate.<sup>8</sup> Por essas razões, é provável que a redistribuição observada não reflita com precisão satisfatória a intensidade da política redistributiva.

O segundo item observável – instabilidade política – também resulta da intensidade da política redistributiva, de acordo com a literatura sobre mudança de regimes políticos (Acemoglu e Robinson, 2001; Boix, 2003; Dutt e Mitra, 2008). Tal

---

7. Sobre as dificuldades de mensuração, conferir Lambert e Pfähler (1988) e Lambert, Nesbakken e Thoresen (2011). Os recentes estudos sobre a América Latina não utilizam medidas agregadas (Cornia, 2014; González e Martner, 2012; Lustig, Pessino e Scott, 2014).

8. Fatores associados ao mercado de trabalho têm sido apontados como a principal causa da redução da desigualdade na região, sendo seguidos de fatores associados à política redistributiva, particularmente transferências governamentais (Lopez-Calva e Lustig, 2010).

como discutido na terceira seção, se a mobilidade do capital é elevada ou existe ator de veto pró-elite, a política redistributiva de equilíbrio será moderada e tolerável pela elite. Ausentes as duas condições, a política redistributiva tende a ser excessiva, do ponto de vista desse segmento social. Nesse cenário, a elite rica tem como única alternativa, para evitar tributação excessiva sobre sua renda, rebelar-se contra o governo. Todavia, o sucesso desse curso de ação é incerto, por exemplo, porque depende da capacidade de resistência do governo. Não obstante, espera-se que o incentivo e o esforço para a elite se rebelar aumentem com a intensidade esperada da política redistributiva – que, por sua vez, é crescente na desigualdade.

Não é necessário, para os objetivos deste estudo, analisar em que condições a elite se rebela, as formas que esse movimento assume e se eventualmente será bem-sucedido. Importa apenas ressaltar que existem fundamentos teóricos para se supor que a instabilidade política é crescente na intensidade (esperada) da política redistributiva. Por isso, espera-se que os governos de esquerda que optaram por política redistributiva radical tenham experimentado mais instabilidade política, independentemente do seu sucesso em redistribuir renda.

A partir dessas considerações, é razoável esperar que, na amostra de recentes governos de esquerda latino-americanos, redistribuição e instabilidade política sejam positivamente correlacionadas. Logo, uma medida que combine essas duas variáveis, em vez de apenas se basear na magnitude da primeira, tem o potencial de expressar a intensidade da política redistributiva com menos erro de mensuração.

A título de ilustração, a tabela 2 compara casos exemplares de governos de esquerda radical e moderada em termos de redistribuição e instabilidade política, sendo a primeira variável computada por meio da diferença anual do coeficiente de Gini<sup>9</sup> (multiplicado por 100) e a segunda, mensurada na forma do indicador anual do World Governance Indicators (WGI), que reflete percepções sobre a probabilidade de o governo ser desestabilizado ou derrubado por meios inconstitucionais ou

---

9. Utiliza-se o Gini de Cedlas (2016), calculado com base no rendimento domiciliar e ajustado para domicílios de tamanho e composição diferentes. Em razão de observações faltantes, os dados de Venezuela (2006-2014) são de INE (2016). Os de Bolívia (2010), Brasil (2010) e Chile (2001-2002, 2004-2005, 2007-2008 e 2011-2012) foram computados por interpolação linear.

violentos (Kaufmann, Kraay e Mastruzzi, 2011; The World Bank, 2014).<sup>10</sup> Em cada um dos grupos constam observações de três países ao longo de oito anos: Bolívia (2006-2013), Equador (2007-2014) e Venezuela (2001-2009), no grupo de radicais; Brasil (2003-2010), Chile (2000-2008) e Uruguai (2005-2014), no de moderados. Os escores originais das variáveis foram transformados de maneira que valores positivos expressem redistribuição (redução da desigualdade) e instabilidade política.

TABELA 2  
**Redistribuição e instabilidade política em governos de esquerda radicais e moderados**

	Redistribuição			Instabilidade	
	Média anual	Desvio-padrão	Média anual dos maiores valores <sup>1</sup>	Média anual	Desvio-padrão
Radicais (R)	0,92	1,87	1,82	0,80	0,39
Moderados (M)	0,61	0,75	0,97	-0,45	0,47
<i>p</i> -valor de Ho: R = M	0,447 <sup>2</sup>	<0,000 <sup>3</sup>	0,014 <sup>2</sup>	<0,000 <sup>2</sup>	0,365 <sup>3</sup>

Fonte: Cedlas (2016), The World Bank (2014) e INE.  
Elaboração dos autores.

Notas: <sup>1</sup> Iguais ou superiores à mediana de cada país.

<sup>2</sup> Resultado do teste *t*, com N = 48 na amostra total e N = 27 na subamostra de maiores valores.

<sup>3</sup> Resultado do teste *F*.

Obs.: Radicais: Bolívia (2006-2013), Equador (2007-2014) e Venezuela (2001-2009). Moderados: Brasil (2003-2010), Chile (2000-2008) e Uruguai (2005-2014).

Conforme a tabela 2, no que diz respeito à redistribuição, nota-se que, embora a média anual entre os radicais seja maior, a diferença não é estatisticamente significativa. Por seu turno, a dispersão da redistribuição (desvio-padrão) é significativamente maior nesse grupo. Isso significa que os dois grupos não diferem sistematicamente em termos de desempenho – isto é, o quanto conseguiram reduzir a desigualdade, em média –, e sim em termos da experiência com redistribuição, no sentido da intensidade com que se reduziu a desigualdade em alguns anos. De fato, quando se consideram apenas as maiores redistribuições anuais observadas, definidas como os valores iguais ou superiores à mediana do país, a diferença entre os dois grupos aumenta de maneira substancial e passa a ser significativa. Por fim, no que tange à instabilidade política, o grupo dos radicais apresenta média anual significativamente maior, tal como esperado, e não há diferença significativa de dispersão.

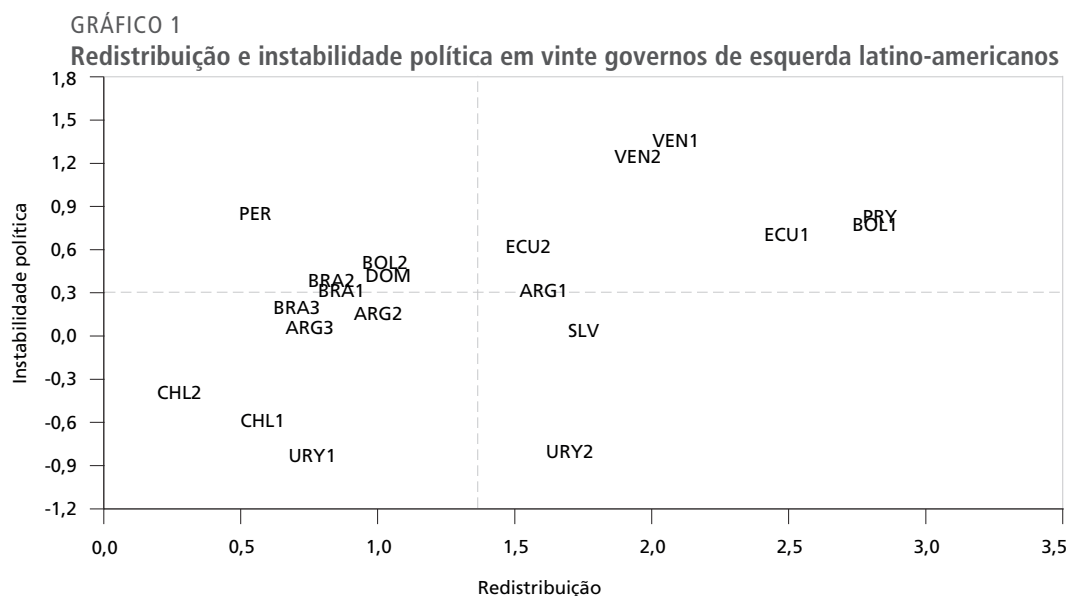
Com base nessas constatações, adotou-se como medida de redistribuição a média das maiores reduções anuais do Gini observadas durante o governo, utilizando-se como ponto de corte a mediana do período correspondente. Ou seja, supõe-se que

10. Os valores do indicador WGI têm distribuição normal padronizada.

os governos que experimentaram maiores reduções anuais da desigualdade foram os que implementaram as políticas redistributivas mais intensas, e aplicou-se esse mesmo critério na mensuração da instabilidade política em cada governo. Acreditamos que essa estratégia seja mais adequada para capturar a experiência dos governos com redistribuição e instabilidade, enquanto reflexos da intensidade da sua política redistributiva.

O gráfico 1 localiza vinte governos de esquerda de onze países latino-americanos em um plano definido pelas variáveis redistribuição e instabilidade política, tal como são definidas.<sup>11</sup> Note-se que a dispersão dos casos não autoriza a classificação em duas categorias – no caso, moderado (quadrante inferior esquerdo) e radical (quadrante superior direito). Não obstante, e consistente com as caracterizações da literatura, os governos de Chávez (*VEN1* e *VEN2*) e os primeiros governos de Correa (*ECU1*) e de Morales (*BOL1*) localizam-se no quadrante de radicais, enquanto os governos dos chilenos Lagos (*CHL1*) e Bachelet (*CHL2*), assim como o do uruguaio Vázquez (*URY1*), encontram-se no quadrante de moderados. Todavia, em contraste com as caracterizações, os segundos governos de Morales (*BOL2*) e de Correa (*ECU2*) localizam-se mais próximos do centro da distribuição, sendo que o primeiro pode inclusive ser considerado moderado. Também destoa o governo moderado do uruguaio Mujica (*URY2*), que experimentou uma redistribuição muito mais intensa que seu antecessor, mas sem instabilidade política. Por fim, a localização do governo do paraguaio Lugo (*PRY*) entre os mais radicais (praticamente na mesma coordenada de *BOL1*) é consistente com a caracterização de Nunes (2014), mas não com as de Biglaiser (2016) e de Murillo, Oliveros e Vaishnav (2011), que o consideram moderado.

11. Dos 27 governos listados na tabela 1, excluíram-se seis: Chávez (1999-2000), por preceder o *boom* das *commodities*; Bachelet (2014-atual) e Maduro, por insuficiência de observações anuais; e os de Guatemala e Nicarágua, por não haver dados suficientes do Gini. Incorporaram-se os dois primeiros anos do terceiro governo do equatoriano Correa (2013-2014) ao seu governo anterior.



Fonte: Cedlas (2016), The World Bank (2014) e INE.  
Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A linha pontilhada de cada eixo indica a respectiva média amostral.

2. ARG1 = Argentina, 2003-2007; ARG2 = Argentina, 2008-2011; ARG3 = Argentina, 2012-2014; BOL1 = Bolívia, 2006-2009; BOL2 = Bolívia, 2010-2014; BRA1 = Brasil, 2003-2006; BRA2 = Brasil, 2007-2010; BRA3 = Brasil, 2011-2014; CHL1 = Chile, 2000-2005; CHL2 = Chile, 2006-2009; DOM = República Dominicana, 2001-2004; ECU1 = Equador, 2007-2009; ECU2 = Equador, 2010-2014; PRY = Paraguai, 2009-2012; SLV = El Salvador, 2009-2012; URY1 = Uruguai, 2005-2009; URY2 = Uruguai, 2010-2014; VEN1 = Venezuela, 2001-2006; e VEN2 = Venezuela, 2007-2012.

Nessa amostra, redistribuição e instabilidade política apresentam correlação linear positiva e significativa ( $r = 0,55$ ,  $p$ -valor = 0,012), o que é consistente com a premissa de que ambas têm como causa comum a intensidade da política redistributiva. Além disso, o fato de a força da correlação ser moderada a alta permite que se utilizem aquelas duas variáveis para gerar uma *proxy* razoável dessa variável latente, e isso foi feito por meio de análise de componentes principais. A variável (componente) resultante, denominada *IPR*, apresenta correlação moderada a alta com cada uma das medidas utilizadas em Biglaiser (2016), Murillo, Oliveros e Vaishnav (2011) e Nunes (2014) para caracterizar os governos de esquerda latino-americanos. As respectivas medidas e correlações lineares são: *i*) índice de implementação de políticas favoráveis ao mercado ( $r = -0,46$ ); *ii*) indicador de governos que implementaram políticas econômicas mais distantes do centro e à esquerda ( $r = 0,69$ ); e *iii*) indicador de governos neopopulistas ( $r = 0,69$ ).

### 4.3 Análise econométrica

Nesta subseção, estimam-se modelos econométricos da intensidade da política redistributiva, utilizando-se o estimador de MQO com erro-padrão robusto e a

amostra de vinte governos de esquerda latino-americanos, que cobre os anos de 2000 a 2014. Esse período coincide aproximadamente com o recente *boom* de *commodities*, que proporcionou forte crescimento econômico na região, supostamente viabilizando a implementação de políticas redistributivas.

Não se utiliza país-ano como unidade de análise porque as principais variáveis independentes variam pouco no tempo e não há observações anuais suficientes, seja em razão de inexistirem dados, seja porque alguns países apresentam número muito pequeno de observações anuais. Por seu turno, deve-se reconhecer que o uso de amostra tão reduzida limita severamente o controle estatístico – por exemplo, de eventuais especificidades dos países –, reduz a precisão das estimativas e as torna muito sensíveis a pequenas alterações na amostra. Na medida do possível, avalia-se a existência dos dois últimos problemas. Entretanto, é importante ter em mente que aquelas limitações fragilizam, mas não invalidam os resultados da análise (Goldberger, 1991, p. 248-250).

As hipóteses que compõem a explicação proposta neste estudo são que a intensidade da política redistributiva é crescente na desigualdade e que esse efeito é atenuado pela existência de ator de veto pró-elite ou pela mobilidade do capital. Para testar todas simultaneamente seria necessário estimar um modelo interativo, reduzindo ainda mais os graus de liberdade. Todavia, tendo em vista que a desigualdade inicial varia pouco na amostra (o coeficiente de variação do Gini relativo ao ano imediatamente anterior ao governo é de apenas 10%), omitiu-se esta variável. Avaliam-se as consequências dessa decisão mais adiante.

Operacionaliza-se a existência de ator de veto pró-elite no Legislativo por meio da variável indicadora *VETO*, que assume valor unitário quando o partido mediano na câmara baixa ou alta não é de esquerda, mesmo quando faz parte da coalizão de governo, e zero no caso contrário. Excepcionalmente, essa variável assume valor intermediário (0,5) para os governos argentinos de Néstor Kirchner e Cristina Kirchner (2007-2011), assim como para o do dominicano Mejía, em razão de alterações promovidas por eleições de meio de mandato. Para identificar o partido mediano no Legislativo, utilizaram-se as informações sobre ideologia partidária do banco de dados de Baker e Greene (2011) e as de resultados eleitorais do Political Database of the Americas (Clas, 2016), complementados com as de Psephos (2016).

Para o grau de mobilidade do capital construiu-se um índice composto de duas variáveis: o peso do setor de *commodities* na economia (*COMM*) e o grau de desenvolvimento financeiro do país (*DFIN*).<sup>12</sup> Computou-se a primeira como a soma da participação relativa dos setores de agropecuária e de extração mineral no produto interno bruto (PIB), utilizando-se dados de Cepal (2016). No caso da segunda, utilizou-se o índice de Svirýdzenka (2016), que leva em conta a profundidade, o acesso e a eficiência das instituições e mercados financeiros do país. Os valores de ambas as variáveis referem-se ao ano imediatamente anterior à inauguração do governo. Tendo em vista que a mobilidade do capital é, por suposto, decrescente no peso de ativos fixos e crescente no de ativos financeiros, criou-se o índice de mobilidade do capital  $KMOB = (DFIN_u - COMM_u)$ , onde *DFIN<sub>u</sub>* e *COMM<sub>u</sub>* são as conversões de *DFIN* e *COMM* para a escala unitária. Do ponto de vista empírico, esse procedimento se justifica por duas razões. Primeiro, pela amostra diminuta e a necessidade de preservar graus de liberdade. Segundo, porque as estimativas do modelo MQO da variável dependente (*IPR*) em função exclusivamente de *COMM* e *DFIN* correspondem às expectativas teóricas e não apresentam diferença significativa entre si.

Por hipótese, *VETO* e *KMOB* devem apresentar coeficientes negativos, cada um eventualmente condicionado pelo valor da outra variável, de maneira que a magnitude do coeficiente de *KMOB* seja significativamente menor (ou nula) quando *VETO* = 1, e a magnitude do coeficiente desta variável seja decrescente naquela.

Para avaliar as hipóteses de Campello (2015, p. 19-20), segundo as quais a intensidade da política redistributiva decresce com o grau de integração financeira do país com o exterior, inclui-se a medida elaborada por Lane e Milesi-Ferretti (2007), que expressa a soma dos ativos e passivos externos do país como razão do PIB, também com valores relativos ao ano anterior ao início do governo (*IFI*).<sup>13</sup> Adicionalmente, para testar a hipótese da autora de que esse efeito é menor (ou nulo) nos países com maior dependência de *commodities*, inclui-se termo multiplicativo formado por essa variável e *KMOB*.

---

12. Agradecemos a Gabriel Fiúza pela sugestão de usar uma medida de desenvolvimento financeiro.

13. A única exceção é o caso do governo do argentino Néstor Kirchner (2003-2007), para o qual se usou o valor relativo ao ano 2001, em virtude de o referente a 2002 estar artificialmente inflado pela queda extraordinária do PIB daquele país nesse ano.

Para testar a hipótese de Weyland (2009), de que a intensidade da política redistributiva é crescente na renda de *commodities* que afliu diretamente para o Estado, segue-se a sugestão de Morrison (2009, p. 109) e utiliza-se como *proxy* dessa afliência a parcela da receita governamental que não tem origem tributária. Computou-se essa variável na forma da proporção da receita não tributária (*NTR*) do governo central em relação à receita total (incluindo contribuições), com base nos dados de Prichard, Cobham e Goodall (2014). A única exceção é o caso do Brasil, para o qual a informação não existe e, por isso, utilizou-se a proporção das demais receitas, conforme reportado em Brasil (2015). Os valores de *NTR* correspondem à média das observações anuais durante o período do governo.

Por fim, avalia-se a hipótese de Biglaiser (2016) sobre o mandato presidencial por meio de duas variáveis: um indicador de que a margem de vitória eleitoral do presidente foi de pelo menos 10 pontos percentuais (*MARG*) e a interação dessa variável com *VETO*. Essa estratégia de mensuração permite testar tanto o eventual efeito da eleição presidencial quanto o da sua conjugação com a conquista de uma maioria na eleição parlamentar. Note-se, contudo, que *VETO* não segue o critério de identificação de maiorias presidenciais utilizado por aquele autor.

A tabela 3 apresenta as correlações bivariadas entre as variáveis discutidas nesta seção. As únicas variáveis cujas estimativas de correlação com *IPR* não correspondem ao esperado são *GINI* (desigualdade inicial) e *VETO*. Apenas *GINI*, contudo, apresenta correlação baixa o suficiente para ser considerada irrelevante (provavelmente em razão de variar pouco na amostra, conforme mencionado anteriormente). Note-se também que *COMM* e *DFIN* apresentam as correlações esperadas com *IPR*, ambas moderadas e praticamente iguais, o que justifica sua combinação na medida *KMOB*, tal como argumentado anteriormente. Além de economizar graus de liberdade, esse procedimento também traz o benefício de evitar que se inclua no mesmo modelo *COMM* e *NTR*, que têm correlação extremamente elevada entre si.

Em razão de a amostra ser muito pequena, adotou-se a seguinte estratégia de estimação. Primeiro, estimou-se modelo interativo incluindo apenas as variáveis explicativas deste estudo, *VETO* e *KMOB*. Em seguida, acrescentaram-se uma a uma as demais variáveis, retendo-se as que se mostrassem relevantes. Para cada modelo, avaliaram-se também a sensibilidade e a precisão das estimativas dos coeficientes,



com base, respectivamente, nas medidas D de Cook e fator de inflação da variância, calculadas sem o estimador robusto.

TABELA 3  
Matriz de correlações bivariadas

	<i>IPR</i>	<i>GINI</i>	<i>VETO</i>	<i>COMM</i>	<i>DFIN</i>	<i>KMOB</i>	<i>IFI</i>	<i>NTR</i>
<i>GINI</i>	-0,089	-	-	-	-	-	-	-
<i>VETO</i>	-0,322	0,418*	-	-	-	-	-	-
<i>COMM</i>	0,570***	-0,257	-0,361*	-	-	-	-	-
<i>DFIN</i>	-0,525***	0,393*	0,658***	-0,403*	-	-	-	-
<i>KMOB</i>	-0,652***	0,391*	0,616***	-0,822***	0,853***	-	-	-
<i>IFI</i>	-0,407*	-0,111	-0,145	0,056	-0,100	-0,094	-	-
<i>NTR</i>	0,600***	-0,186	-0,381*	0,876***	-0,296	-0,685***	-0,129	-
<i>MARG</i>	0,391*	0,011	-0,391**	0,068	-0,173	-0,147	-0,360	0,303

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. \*  $p < 10\%$ ; \*\*  $p < 5\%$ ; e \*\*\*  $p < 1\%$  (teste bidirecional).

2.  $N = 20$ .

Essa estratégia levou à estimação de sete modelos, cujos resultados se encontram na tabela 4. Em razão de os valores da variável dependente não terem interpretação substantiva, apresentam-se as estimativas dos coeficientes em unidades do desvio-padrão dessa variável. Tendo em vista a natureza das hipóteses, todos os testes de significância reportados são unidirecionais. Por fim, a título de ilustração, na parte inferior da tabela incluiu-se a estimativa do coeficiente de *VETO* quando o valor de *KMOB* é igual ao seu primeiro quartil.

No modelo básico (M1), a estimativa do coeficiente total de *KMOB* é negativa e significativa (ao nível de 1%) somente se *VETO* é diferente de um, mas não se pode rejeitar a hipótese de que a estimativa de *VETO* não é negativa, qualquer que seja o valor de *KMOB*. Todavia, a medida D de Cook revelou que o governo do paraguaião Lugo (*PRY*) exerce influência excessiva sobre as estimativas, motivo pelo qual se avaliou mais detidamente esse caso.

TABELA 4  
Modelos MQO da intensidade da política redistributiva (*IPR*)

	(M1)	(M2)	(M3)	(M4)	(M5)	(M6)	(M7)
<i>VETO</i>	0,310 [0,52]	-0,300 [0,53]	-0,380 [1,03]	-0,340 [0,91]	-0,375 [1,09]	-0,763 [1,62]	-0,801 [1,62]
<i>KMOB</i> <sup>1</sup>	-4,424 [5,35]**	-4,455 [5,06]**	-3,838 [4,49]**	-3,952 [3,92]**	-4,627 [2,47]*	-3,937 [4,26]**	-4,015 [4,32]**
<i>KMOB x VETO</i>	2,654 [1,71]	4,658 [3,70]**	3,261 [2,53]*	2,847 [1,79]*	4,038 [2,02]*	4,269 [2,56]*	4,081 [1,75]
<i>IFI</i> <sup>1</sup>	-	-	-0,932 [2,88]**	-0,935 [2,73]**	-0,944 [2,62]*	-1,070 [3,28]**	-1,055 [3,18]**
<i>KMOB x IFI</i>	-	-	-	-1,386 [0,36]	-	-	-
<i>NTR</i>	-	-	-	-	-1,096 [0,50]	-	-
<i>MARG</i>	-	-	-	-	-	-0,427 [0,95]	-0,488 [0,98]
<i>MARG x VETO</i>	-	-	-	-	-	-	0,181 [0,19]
<i>VETO</i>   [ <i>KMOB</i> = Q1]	-0,210 [0,26]	-1,158 [1,74]	-0,973 [2,00]*	-0,858 [1,65]	-1,114 [1,91]*	-1,527 [2,23]*	-1,529 [2,10]*
<i>R</i> <sup>2</sup> ajustado	0,409	0,504	0,671	0,651	0,654	0,666	0,639
<i>N</i>	20	19	19	19	19	19	19

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Centrada na média.

Obs.: 1. \*  $p < 5\%$ ; \*\*  $p < 1\%$ , em teste unidirecional.

2. Estimativas dos coeficientes em unidades do desvio-padrão da variável dependente. Em colchetes, valor absoluto da estatística *t*, calculada com base em estimador robusto da variância. Resultados de M2 a M7 gerados excluindo-se da amostra o caso *PRY*.

Constatou-se que *IPR* apresenta valor extraordinariamente elevado para o governo Lugo, considerando o esperado com base no suposto efeito negativo de *VETO* e no fato de esta variável ter valor máximo naquele governo. Aparentemente, não se trata de uma contradição à hipótese, tendo em vista registros de que o parlamento paraguaio de fato vetou políticas redistributivas do governo, especialmente reforma agrária (BTI, 2012; 2014; Marsteintredet, Llanos e Nolte, 2013). Mais provavelmente, trata-se de erro de mensuração na variável dependente, por dois motivos. Primeiro, porque seu valor elevado se deve exclusivamente à queda muito acentuada (-4,9) do Gini do Paraguai em 2012, último ano do governo Lugo. Essa queda foi excepcional considerando-se tanto a evolução da desigualdade no país quanto as reduções observadas nos governos mais radicais da amostra. Segundo, porque, de acordo com Garriga *et al.* (2015), essa queda do Gini não pode ser atribuída à política redistributiva do governo Lugo, sendo melhor explicada por uma confluência favorável de mudanças originadas no mercado. Por causa desses indícios de erro (aleatório) de mensuração da variável dependente para o caso *PRY*, excluiu-se essa observação da amostra.

Com base na amostra restrita, foram estimados o modelo M2 – que simplesmente repete M1 – e os demais. Os novos resultados corroboram plenamente as hipóteses deste texto. A estimativa de *VETO* é negativa e alcança o nível de significância de 5% somente para valores suficientemente baixos de *KMOB* – no caso, inferiores ao correspondente ao primeiro quartil. A estimativa de *KMOB*, por sua vez, permanece negativa e fortemente significativa somente quando *VETO* tem valor diferente de um. Embora com alguma perda de precisão, esses resultados se mantêm com a inclusão das variáveis explicativas da literatura. Dessas, apenas *IFI* apresenta estimativas consistentes com o efeito esperado – isto é, negativas e significativas. Todavia, sua interação com *KMOB* ficou longe do nível convencional de significância.

Os resultados de M5 a M7 mostram que, quando se controla pelas variáveis explicativas deste estudo, não há qualquer evidência em apoio às hipóteses de que *NTR* e *MARG* têm efeitos positivos. Embora não se reporte na tabela 4, também não se encontrou evidência de que o nível inicial de desigualdade (*GINI*) seja relevante em nenhum dos sete modelos. Em geral, a inclusão dessa variável reduz a precisão de algumas estimativas, mas não as altera substancialmente.

A análise da sensibilidade dos modelos estimados com base na amostra restrita revelou que apenas M5 e M7 apresentam valores elevados da medida D de Cook e do fator de inflação da variância. Com relação à primeira medida, as estimativas mostraram-se sensíveis aos governos do dominicano Mejía (*DOM*) e do uruguaio Mujica (*URY2*). Contudo, a omissão desses casos não altera as conclusões dos testes de hipótese. O fator de inflação da variância, por seu turno, é elevado para as variáveis *KMOB* e *MARG* x *VETO*, em cada um daqueles modelos respectivamente. Não obstante, apenas a segunda variável revelou-se sem significância estatística, sendo que esse achado nulo não altera a conclusão a respeito da estimativa de *MARG*.

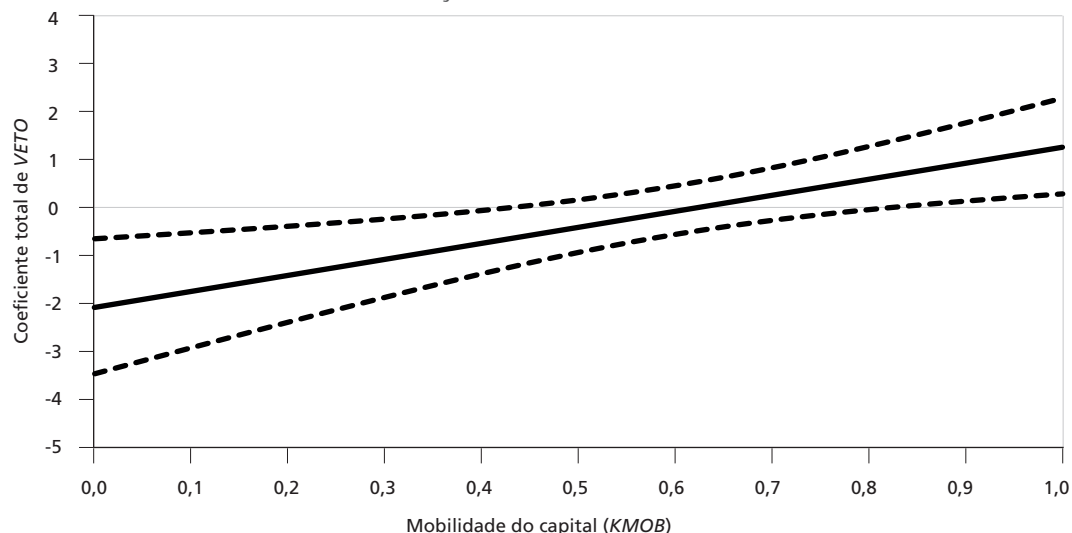
De fato, o terceiro modelo – que inclui somente *VETO*, *KMOB*, a interação entre elas, e *IFI* – é o que se ajusta melhor aos dados. Pelo critério do  $R^2$ , esse modelo explica dois terços da variância da variável dependente. A adição de *NTR* ou *MARG* não acrescenta qualquer poder explicativo. Logo, é com base no terceiro modelo que se avalia a relevância substantiva daquelas três variáveis.

As estimativas da tabela 4 expressam em quantos desvios-padrão (dp) a variável dependente (*IPR*) muda em função do aumento de uma unidade da variável independente, mantendo-se as demais constantes. Nesses termos, a estimativa do impacto de *KMOB* revela que, quando não há ator de veto pró-elite no Legislativo, aumentar a mobilidade do capital do mínimo para o máximo amostral diminui a intensidade da política redistributiva em 3,84 dp, em média. Quanto à integração financeira internacional (*IFI*), estima-se que aumentar em uma unidade a proporção do total de ativos e passivos externos do país em relação ao PIB diminui a intensidade da política redistributiva em 0,932 dp, em média (ou seja, 0,00932 dp para cada centésimo de aumento nesta proporção). Tendo em vista que os valores de *KMOB* não têm interpretação substantiva, também se calculou o impacto decorrente do aumento de um desvio-padrão dessa variável, que se constatou ser de -0,94 dp, em média. Por esse mesmo critério, o impacto estimado da integração financeira é de -0,42 dp.

O gráfico 2 ilustra a estimativa e o intervalo de confiança do coeficiente do indicador de ator de veto pró-elite no Legislativo (*VETO*), em função de valores do índice de mobilidade do capital. Somente quando esse índice é suficientemente baixo (até 0,37, o que corresponde aproximadamente ao primeiro quartil), a estimativa é negativa e estatisticamente significativa, pelo menos ao nível de 5%. Nesse caso, estima-se que a existência do ator de veto reduz a intensidade da política redistributiva em pelo menos 0,85 dp (em média), chegando a 2 dp quando a mobilidade está em seu mínimo amostral. Tendo em vista as magnitudes desses impactos estimados, pode-se afirmar que todas as variáveis do terceiro modelo, além de estatisticamente significativas, foram relevantes para condicionar a intensidade da política redistributiva.

Em suma, a evidência correlacional produzida nesta subseção, mesmo considerando-se as limitações dos dados, parece suficientemente confiável e favorável à explicação proposta neste trabalho, segundo a qual a intensidade da política redistributiva dos recentes governos de esquerda latino-americanos foi condicionada pelas estruturas econômica e institucional. Mais especificamente, que a intensidade foi atenuada tanto pelo grau de mobilidade do capital quanto pela existência de ator de veto pró-elite no Legislativo. Ademais, constatou-se que esses efeitos são substitutos, de maneira que políticas redistributivas radicais foram implementadas somente onde a mobilidade do capital era suficientemente baixa e inexistiu ator de veto pró-elite no Legislativo.

GRÁFICO 2

Estimativa e intervalo de confiança do coeficiente de *VETO*

Elaboração dos autores.

Obs.: As linhas pontilhadas demarcam o intervalo de confiança de 95%.

A evidência também permite concluir que a intensidade da política redistributiva da esquerda foi menor nos países mais integrados financeiramente com o exterior, conforme proposto em Campello (2015, p. 19). Todavia, não se encontrou apoio para as três hipóteses a seguir: *i*) o efeito da integração financeira foi maior nas economias mais complexas (*op. cit.*, p. 20); *ii*) a intensidade da política redistributiva cresceu com a renda de *commodities* que afluiu diretamente para os cofres do governo (Weyland, 2009); e *iii*) essa intensidade foi maior onde o presidente recebeu um claro mandato eleitoral (Biglaiser, 2016).

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Com base em modelos teóricos que analisam as implicações do conflito redistributivo em democracias não consolidadas e altamente desiguais, este trabalho oferece explicação para diferenças de intensidade das políticas redistributivas dos recentes governos de esquerda latino-americanos. Resumidamente, propôs-se que políticas mais radicais foram adotadas somente em países onde a mobilidade do capital é suficientemente baixa e o Legislativo não se constituiu em ator de veto à agenda de políticas do governo, no sentido de que seu partido “pivotal” também era de esquerda.

Evidência correlacional produzida a partir de análises de regressão de uma *proxy* da intensidade da política redistributiva, com base em dados de vinte governos de esquerda de onze países da região, sugere que a explicação tem mérito empírico. Os achados também revelam que a política redistributiva foi atenuada pelo grau de integração financeira do país com o exterior, tal como argumentado em Campello (2015, p. 19), o que é consistente com as teorias que fundamentam a explicação deste trabalho. Por fim, a teoria redistributiva da democracia parece ajustar-se melhor aos fatos do que a principal alternativa oferecida pela literatura, a teoria do estado rentista (Weyland, 2009), segundo a qual a intensidade da política redistributiva foi condicionada não pela existência de restrições econômicas e políticas à tributação da elite rica, e sim pelo crescimento da receita não tributária do governo, decorrente da elevação dos preços das *commodities*.

Os achados deste estudo fornecem contribuições potenciais tanto para o debate acadêmico quanto para o político. Com relação ao primeiro, acrescenta-se nova evidência empírica em apoio à teoria redistributiva da democracia e à literatura comparada sobre atores de veto. Embora não sirvam propriamente para testar a teoria, os achados permitem avaliar sua aplicação em um contexto político específico e, a nosso ver, relevante. O achado de que o veto legislativo contribuiu para atenuar a política redistributiva de presidentes de esquerda conflita com teses que põem em dúvida a relevância de instituições formais na América Latina, particularmente as desenhadas para frear o chefe do Executivo (O'Donnell, 1994). Ademais, a evidência de que o veto legislativo contribuiu para a estabilidade política se choca com algumas interpretações de que a existência de múltiplos pontos de veto traz risco às democracias presidenciais, em razão de colocar entraves a mudanças do *status quo* demandadas pela maioria dos eleitores (Ames, 2001). Por seu turno, esse achado é consistente com estudos que não encontram relação sistemática entre a ocorrência de governos minoritários e a sobrevivência de democracias presidenciais (Cheibub, 2002).

Com relação ao debate político, os achados contribuem para o entendimento dos conflitos e das transformações recentes pelas quais passaram (e ainda passam) várias democracias latino-americanas. A respeito dos primeiros, este trabalho oferece interpretação que identifica elementos gerais da dinâmica política nas democracias em consolidação, em vez de enfatizar especificidades da região. Essa perspectiva mais geral pode ser útil a reformadores políticos e sociais nos seus esforços de diagnóstico da realidade e de identificação

de medidas remediadoras na experiência internacional. Os achados também permitem reinterpretar alguns fenômenos políticos próprios da virada à esquerda latino-americana, como as transformações institucionais com vistas à ampliação e ao aprofundamento da participação popular direta na política (Avritzer, 2009; Pogrebinski, 2013). Mecanismos como referendo e plebiscito, aos quais vários governos de esquerda radical recorreram tão logo foram eleitos, podem ser entendidos como recurso para contornar eventual veto legislativo da elite. As instituições participativas podem ser pensadas pela mesma ótica, inclusive no sentido de que contribuem para a diminuição do custo de ação coletiva dos mais pobres, aumentando a capacidade de preservação das políticas da esquerda.

## REFERÊNCIAS

ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. A. A theory of political transitions. **The American Economic Review**, v. 91, n. 4, p. 938-963, 2001.

ALESINA, A.; RODRIK, D. Distributive politics and economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, Oxford, v. 109, n. 2, p. 465-490, 1994.

AMES, B. **The deadlock of democracy in Brazil**. Ann Arbor: University of Michigan Press, 2001.

ARDITI, B. Arguments about the left turns in Latin America: a post-liberal politics? **Latin American Research Review**, Pittsburgh, v. 43, n. 3, p. 59-81, 2008.

AVRITZER, L. La nueva izquierda, la crisis de representación y la participación social en América Latina. In: ARNSON, C. J. *et al.* (Org.). **La “nueva izquierda” en América Latina: derechos humanos, participación política, y sociedad civil**. Washington: The Woodrow Wilson Center Press, 2009.

BAKER, A.; GREENE, K. F. The latin american left's mandate: free-market policies and issue voting in new democracies. **World Politics**, Cambridge, v. 63, n. 1, p. 43-77, 2011.

BATES, R. H.; LIEN, D. H. D. A note on taxation, development and representative government. **Politics and Society**, v. 14, n. 1, p. 53-70, 1985.

BIGLAISER, G. Mandate and the market: policy outcomes under the left in Latin America. **Comparative Politics**, New York, v. 48, n. 2, p. 185-204, 2016.

BOIX, C. **Democracy and redistribution**. New York: Cambridge University Press, 2003.

BORDIGNON, M.; TOMMASO, N.; TABELLINI, G. Moderating political extremism: single round versus runoff elections under plurality rule. **The American Economic Review**, v. 106, n. 8, p. 2349-2370, 2016.

BORGE, L. E.; RATTSSØ, J. Income distribution and tax structure: empirical test of the Meltzer-Richard hypothesis. **European Economic Review**, v. 48, n. 4, p. 805-826, 2004.

BRASIL. Ministério da Fazenda. Secretaria do Tesouro Nacional. **Receitas primárias do governo central, 1997-2014**. Brasília: STN, dez. 2015. Disponível em: <[www.tesouro.fazenda.gov.br/documents/10180/318115/Anexos+RTN\\_Dez\\_2015.xlsx](http://www.tesouro.fazenda.gov.br/documents/10180/318115/Anexos+RTN_Dez_2015.xlsx)>.

BRETSCHGER, L.; HETTICH, F. Globalization, capital mobility and tax competition: theory and evidence OECD countries. **European Journal Of Political Economy**, v. 18, n. 4, p. 695-716, 2002.

BTI – BERTELSMANN STIFTUNG. **Paraguay country report 2012**. Gütersloh: Bertelsmann Stiftung, 2012.

\_\_\_\_\_. **Paraguay country report 2014**. Gütersloh: Bertelsmann Stiftung, 2014.

CAMERON, M. A. Peru: the left turn that wasn't. In: LEVITSKY, S.; ROBERTS, K. M. (Ed.). **The resurgence of the latin american left**. Baltimore: The Johns Hopkins University Press, 2011.

CAMPELLO, D. **The politics of market discipline in Latin America**. Globalization and democracy. New York: Cambridge University Press, 2015.

CARLSEN, F.; LANGSET, B.; RATTSSØ, J. The relationship between firm mobility and tax level: Empirical evidence of fiscal competition between local governments. **Journal of Urban Economics**, v. 58, n. 2, p. 273-288, 2005.

CASTAÑEDA, J. G. Latin America's left turn: a tale of two lefts. **Foreign Affairs**, New York, v. 85, n. 28, p. 28-43, 2006.

\_\_\_\_\_. The death of the Latin American left. **The New York Times**, New York, 22 Mar. 2016.

CEDLAS – CENTRO DE ESTUDIOS DISTRIBUTIVOS, LABORALES Y SOCIALES. **Socio-economic database for Latin America and the Caribbean: inequality**. La Plata: Cedlas, May 2016. Disponível em: <<http://cedlas.econo.unlp.edu.ar/>>.

CEPAL – COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE. **Bases de datos y publicaciones estadísticas: participación en el producto interno bruto (PIB) anual por actividad económica a precios constantes**. Santiago de Chile: Cepal, [s.d.]. Disponível em: <[http://estadisticas.cepal.org/cepalstat/WEB\\_CEPALSTAT/Portada.asp](http://estadisticas.cepal.org/cepalstat/WEB_CEPALSTAT/Portada.asp)>. Acesso em: 17 fev. 2016.

CHEIBUB, J. A. Minority governments, deadlock situations, and the survival of presidential democracies. **Comparative Political Studies**, v. 35, n. 3, p. 284-312, 2002.



CIDOB – BARCELONA CENTRE FOR INTERNATIONAL AFFAIRS. **Biografías líderes políticos**. Barcelona: Cidob, [s.d.]. Disponível em: <[www.cidob.org/biografias\\_lideres\\_politicos](http://www.cidob.org/biografias_lideres_politicos)>. Acesso em: 15 dez. 2015.

CLAS – CENTER FOR LATIN AMERICAN STUDIES. **Political database of the Americas**. Washington: Clas, [s.d.]. Disponível em: <<http://pdba.georgetown.edu/>>. Acesso em: 17 fev. 2016.

CLEARY, M. R. Explaining the left's resurgence. **Journal of Democracy**, Washington, v. 17, n. 4, p. 35-49, 2006.

CONAGHAN, C. M. Ecuador: Correa's plebiscitary presidency. **Journal of Democracy**, Washington, v. 19, n. 2, p. 46-60, 2008.

CORNIA, G. A. Inequality trends and their determinants: Latin America over the period 1990-2010. *In*: CORNIA, G. A. (Ed.). **Falling inequality in Latin America: policy changes and lessons**. Oxford: Oxford University Press, 2014.

CORRALES, J. The repeating revolution: Chávez's new politics and old economics. *In*: WEYLAND, K.; MADRID, R. L.; HUNTER, W. (Ed.). **Leftist governments in Latin America: successes and shortcomings**. New York: Cambridge University Press, 2010.

DEBS, A.; HELMKE, G. Inequality under democracy: explaining the left decade in Latin America. **Quarterly Journal of Political Science**, v. 5, p. 209-241, 2010.

DUTT, P.; MITRA, D. Inequality and the instability of polity and policy. **The Economic Journal**, Oxford, v. 118, n. 531, p. 1285-1314, 2008.

FLORES-MACÍAS, G. A. Statist vs. pro-market: explaining leftist governments' economic policies in Latin America. **Comparative Politics**, New York, v. 42, n. 4, p. 413-433, 2010.

GARRIGA, S. *et al.* Poverty and shared prosperity in Paraguay. *In*: CORD, L.; GENONI, M. E.; RODRÍGUEZ-CASTELÁN, C. (Ed.). **Shared prosperity and poverty eradication in Latin America and the Caribbean**. Washington: The World Bank, 2015.

GOLDBERGER, A. S. **A course in econometrics**. Cambridge: Harvard University Press, 1991.

GONZÁLEZ, I.; MARTNER, R. Overcoming the "empty box syndrome": determinants of income distribution in Latin America. **Cepal Review**, Santiago, v. 108, p. 7-26, 2012.

HALLERBERG, M.; BASINGER, S. Internationalization and changes in tax policy in OECD countries: the importance of domestic veto players. **Comparative Political Studies**, v. 31, n. 3, p. 321-352, 1998.

HAYS, J. C. Globalization and capital taxation in consensus and majoritarian democracies. **World Politics**, Cambridge, v. 56, n. 1, p. 79-113, 2003.

HOGENBOOM, B. Depoliticized and repoliticized minerals in Latin America. **Journal of Developing Societies**, v. 28, n. 2, p. 133-158, 2012.

HUNTER, W.; SUGIYAMA, N. B. Democracy and social policy in Brazil: advancing basic needs, preserving privileged interests. **Latin American Politics and Society**, Coral Gables, v. 51, n. 2, p. 29-58, 2009.

INE – INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA DE VENEZUELA. **Coefficiente de Gini**. Caracas: INE, [s.d.]. Disponível em: <www.ine.gov.ve>. Acesso em: 18 fev. 2016.

JENSEN, N.; WANTCHEKON, L. Resource wealth and political regimes in Africa. **Comparative Political Studies**, v. 37, n. 7, p. 816-841, 2004.

KAUFMANN, D.; KRAAY, A.; MASTRUZZI, M. The worldwide governance indicators: a summary of methodology, data and analytical issues. **Hague Journal on the Rule of Law**, v. 3, n. 2, p. 220-246, 2011.

KENNEMORE, A.; WEEKS, G. Twenty-first century socialism? The elusive search for a post-neoliberal development model in Bolivia and Ecuador. **Bulletin of Latin American Research**, Oxford, v. 30, n. 3, p. 267-281, 2011.

LAMBERT, P. J.; NESBAKKEN, R.; THORESEN, T. **On the meaning and measurement of redistribution in cross-country comparisons**. [s.l.]: Statistics Norway, 2011. (Discussion Paper, n. 649).

LAMBERT, P. J.; PFÄHLER, W. On aggregate measures of the net redistributive impact of taxation and government expenditure. **Public Finance Quarterly**, v. 16, n. 2, p. 178-202, 1988.

LANE, P. R.; MILESI-FERRETTI, G. M. The external wealth of nations mark II: revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970-2004. **Journal of International Economics**, v. 73, n. 2, p. 223-250, 2007.

LETELIER, S. L. E.; DÁVILA, A. M. The political economics of tax reform in Chile. **New Political Economy**, v. 20, n. 6, p. 832-850, 2015.

LEVITSKY, S.; ROBERTS, K. M. Latin America's "left turn": a framework for analysis. In: LEVITSKY, S.; ROBERTS, K. M. (Ed.). **The resurgence of the latin american left**. Baltimore: The Johns Hopkins University Press, 2011.

LIJPHART, A. **Patterns of democracy: government forms and performance in thirty-six democracies**. New Haven: Yale University Press, 1999.

LOPEZ-CALVA, L. F.; LUSTIG, N. Explaining the decline in inequality in Latin America: technological change, educational upgrading and democracy. *In*: LÓPEZ-CALVA, L. F.; LUSTIG, N. (Ed.). **Declining inequality in Latin America: a decade of progress?** New York: Development Program; Washington: United Nations e Brookings Institution Press, 2010.

LUSTIG, N.; PESSINO, C.; SCOTT, J. The impact of taxes and social spending on inequality and poverty in Argentina, Bolivia, Brazil, Mexico, Peru, and Uruguay: introduction to the special issue. **Public Finance Review**, v. 42, n. 3, p. 287-303, 2014.

MADRID, R. L. The origins of the two lefts in Latin America. **Political Science Quarterly**, v. 125, n. 4, p. 587-609, 2010.

MARSTEINTREDET, L.; LLANOS, M.; NOLTE, D. Paraguay and the politics of impeachment. **Journal of Democracy**, Washington, v. 24, n. 4, p. 110-123, 2013.

MCLEOD, D.; LUSTIG, N. **Inequality and poverty under Latin America's new left regimes**. Verona: Ecineq, 2011. (Working Paper Series, n. 208).

MEJÍA ACOSTA, A.; POLGA-HECIMOVIĆ, J. Coalition erosion and presidential instability in Ecuador. **Latin American Politics and Society**, Coral Gables, v. 53, n. 2, p. 87-111, 2011.

MELTZER, A. H.; RICHARD, S. F. A rational theory of the size of the government. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 89, n. 5, p. 914-927, 1981.

MILANOVIĆ, B. The median-voter hypothesis, income inequality, and income redistribution: an empirical test with the required data. **European Journal of Political Economy**, v. 16, n. 3, p. 367-410, 2000.

MORRISON, K. M. Oil, nontax revenue, and the redistributive foundations of regime stability. **International Organization**, v. 63, n. 1, p. 107-138, 2009.

MURILLO, M. V.; OLIVEROS, V.; VAISHNAV, M. Economic constraints and presidential agency. *In*: LEVITSKY, S.; ROBERTS, K. M. (Ed.). **The resurgence of the Latin American left**. Baltimore: The Johns Hopkins University Press, 2011.

NORTH, D. C.; WEINGAST, B. R. Constitutions and commitment: the evolution of institutions governing public choice in seventeenth-century England. **The Journal of Economic History**, Cambridge, v. 49, n. 4, p. 803-832, 1989.

NUNES, F. The left variance: how electoral mechanisms shape leftist presidential behavior in Latin America. **Revista Ibero-Americana de Estudos Legislativos**, Rio de Janeiro, n. 1, p. 25-34, 2014.

O'DONELL, G. A. Delegative democracy. **Journal of Democracy**, Washington, v. 5, n. 1, p. 55-69, 1994.

PERSSON, T.; TABELLINI, G. Representative democracy and capital taxation. **Journal of Public Economics**, v. 55, n. 1, p. 53-70, 1994.

POGREBINSCHI, T. The pragmatic turn of democracy in Latin America. *In: ENCONTRO ANUAL DA AMERICAN POLITICAL SCIENCE ASSOCIATION*, 2013, Chicago, Estados Unidos. **Anais...** Chicago: APSA, 2013.

PRIBBLE, J.; HUBER, E. Social policy and redistribution: Chile and Uruguay. *In: LEVITSKY, S.; ROBERTS, K. M. (Ed.). The resurgence of the Latin American left*. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 2013.

PRICHARD, W.; COBHAM, A.; GOODALL, A. **The ICTD government revenue dataset**. Brighton: ICTD, 2014. (Working Paper, n. 19).

PSEPHOS – **Adam Carr's election archive**. Disponível em: <<http://psephos.adam-carr.net/>>. Acesso em: 17 fev. 2016.

RITTINGER, E. R.; CLEARY, M. R. Confronting coup risk in the latin american left. **Studies in Comparative International Development**, Eugene, v. 48, n. 4, p. 403-431, 2013.

SANDI, R. Partido de Evo Morales se asegura control del congreso boliviano. **Nacion.com**, La Paz, 18 ene 2006. Disponível em: <[www.nacion.com/ln\\_ce/2006/enero/18/ultima-la5.html](http://www.nacion.com/ln_ce/2006/enero/18/ultima-la5.html)>.

SMITH, B. Oil wealth and regime survival in the developing world, 1960-1999. **American Journal of Political Science**, v. 48, n. 2, p. 232-246, 2004.

SVIRYDZENKA, K. **Introducing a new broad-based index of financial development**. New York: IMF, 2016. (Working Paper, n. 16/5).

THE WORLD BANK. **Worldwide governance indicators**. Washington: The World Bank, 2014. Disponível em: <<http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>>.

TSEBELIS, G. Decision making in political systems: veto players in presidentialism, parliamentarism, multicameralism and multipartyism. **British Journal of Political Science**, Cambridge, v. 25, p. 289-325, 1995.

WEYLAND, K. The rise of Latin America's two lefts: insights from rentier state theory. **Comparative Politics**, New York, v. 41, n. 2, p. 145-64, 2009.

#### BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

THE WORLD BANK. **Worldwide development indicators**. Washington: The World Bank, 2010. Disponível em: <<http://info.worldbank.org/governance/wgi/index.aspx#home>>.

\_\_\_\_\_. **Worldwide development indicators**. Washington: The World Bank, 2015. Disponível em: <<http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>>.

**Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**  
**Assessoria de Imprensa e Comunicação**

**EDITORIAL**

**Coordenação**

Cláudio Passos de Oliveira

**Supervisão**

Andrea Bossle de Abreu

**Revisão**

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo

Elaine Oliveira Couto

Lara Alves dos Santos Ferreira de Souza

Luciana Nogueira Duarte

Mariana Silva de Lima

Vivian Barros Volotão Santos

Cynthia Neves Guilhon (estagiária)

Madjory de Almeida Pereira (estagiária)

**Editoração**

Aeromilson Mesquita

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Carlos Henrique Santos Vianna

Felipe de Oliveira Souza (estagiário)

**Capa**

Danielle de Oliveira Ayres

Flaviane Dias de Sant'ana

**Projeto Gráfico**

Renato Rodrigues Bueno

*The manuscripts in languages other than Portuguese  
published herein have not been proofread.*

**Livraria Ipea**

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

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: [livraria@ipea.gov.br](mailto:livraria@ipea.gov.br)









### **Missão do Ipea**

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO  
**PLANEJAMENTO,  
DESENVOLVIMENTO E GESTÃO**



ISSN 1415-4765

