



Center for Studies on Inequality and Development

Texto para Discussão Nº 100 – Fevereiro 2015
Discussion Paper No. 100 – February 2015

**Desigualdade de renda e demanda por redistribuição na
América Latina: uma análise com modelos multinível e com
pseudopainel**

Yasmín Salazar Méndez (UFF)
Fábio Domingues Waltenberg (UFF)

www.proac.uff.br/cede

Desigualdade de renda e demanda por redistribuição na América Latina: uma análise com modelos multinível e com pseudopainel

Yasmín Salazar Méndez¹

Doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal Fluminense – UFF
yasmin.salazar@gmail.com

Fábio Domingues Waltenberg

Professor adjunto do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia;
pesquisador do Centro de Estudos sobre Desigualdade e Desenvolvimento - CEDE - da Universidade
Federal Fluminense - UFF waltenberg@economia.uff.br

Resumo

Por que em alguns países há mais redistribuição de renda do que em outros? A questão é relevante, não apenas para o desenho de sistemas de tributação e de políticas redistributivas, mas também para uma melhor compreensão do surgimento de conflitos sociais ou da posição (in)tolerante dos habitantes de um país frente a situações de desigualdade social. A literatura, centrada em estudos para países desenvolvidos, aponta que as chamadas “preferências por redistribuição” dependem de inúmeros fatores, tanto de ordem macro como microeconômica. Neste trabalho se combinam dados de três fontes distintas para se estimar um modelo multinível com dados empilhados e um pseudopainel, a fim de se analisar o efeito da desigualdade de renda na demanda por redistribuição na América Latina. Os resultados revelam que a probabilidade de apoio a políticas redistributivas aumenta em países/momentos com desigualdade mais elevada, e também indicam que os pobres estariam demandando sociedades mais igualitárias.

Palavras-chave: demanda por redistribuição, desigualdade, modelo multinível, pseudopainel.

Classificação JEL: C39, D31; D63; H30.

¹Bolsista do Programa Estudantes-Convênio de Pós-Graduação – PEC-PG, da CAPES/CNPq – Brasil.

1) INTRODUÇÃO

Por que alguns países redistribuem mais do que outros? As preferências individuais por redistribuição poderiam ser determinantes do tamanho dos governos, não obstante, os fatores que modelam tais preferências e o modo em que estas afetam a agenda político-econômica dos países constituem parte de um complexo quebra-cabeça, no qual se encaixam peças macroeconômicas e microeconômicas que, em análises separadas ou combinadas, têm contribuído para o entendimento das diferenças no comportamento político e econômico principalmente de cidadãos europeus e estadunidenses. Esse conhecimento é fundamental, não só para o desenho de políticas redistributivas e de sistemas de tributação, como também para uma melhor compreensão do surgimento de conflitos sociais ou da posição (in)tolerante dos habitantes de um país frente a situações de desigualdade social.

A partir do trabalho seminal de Meltzer e Richard (1981), que sugerem atitudes redistributivas afetadas pela situação econômica individual e pelo nível de desigualdade, o poder da decisão estaria no eleitor mediano que, se tivesse uma renda menor do que a média seria favorável à redistribuição; em países com alta desigualdade o efeito positivo se manteria a nível agregado. A abordagem tradicionalmente baseada nesse pressuposto tem sido desafiada, ao evidenciar resultados contraditórios. Os indivíduos levariam em conta na demanda por redistribuição aspectos que vão além do pecuniário. Por exemplo, as expectativas de mobilidade social influenciariam no nível de apoio a políticas redistributivas, assim, indivíduos com baixa renda no presente poderiam ser contrários a políticas redistributivas se tivessem a expectativa de, no futuro, melhorar sua situação econômica (Bénabou e Ok, 2001 e Piketty, 1995). Aspectos culturais, religiosos e macroeconômicos (Alesina e Giuliano, 2011) também teriam seu papel. Especificamente, o grau de religiosidade teria um efeito negativo na demanda por redistribuição (Stegmueller et al., 2011; Scheve e

Stavasage, 2006). A visão sobre meritocracia e importância do esforço também influenciaria nas atitudes redistributivas; aqueles que acreditam na responsabilidade individual como determinante do sucesso seriam menos favoráveis à redistribuição (Alesina e La Ferrara, 2005; Corneo e Grüner, 2002). Finalmente, menciona-se a importância da percepção de justiça social abordada por Bénabou e Tirole (2006); se os indivíduos percebem que numa sociedade existe igualdade de oportunidades tornam-se mais avessos à redistribuição. Se todos estes achados sugerem que era incompleto o modelo de Meltzer e Richard, a controvérsia se mantém, pois, mais recentemente, autores como Karabarbounis (2011) e Milanovic (2010, 2000) acharam suporte empírico para o modelo.

Apesar do crescente interesse dos economistas pelo estudo das preferências por redistribuição, algumas limitações ainda estão presentes. A maioria da evidência empírica disponível baseia-se em trabalhos com dados em corte transversal capturando o comportamento dos indivíduos num momento específico e sem levar em consideração as mudanças no tempo que podem ocorrer nas preferências. Problemas econométricos de endogeneidade e variável omitida assim como as alternativas que oferece a literatura² também são raramente abordados. Estudos incluindo a combinação de variáveis microeconômicas e macroeconômicas são pouco frequentes. Recentemente, tem havido um avanço nestes últimos dois pontos. Devido à escassa disponibilidade de dados em painel,³ alguns autores incursionaram na construção de pseudopainéis (Olivera, 2013; Jaeger, 2013). Por outro lado, alguns estudos envolvendo variáveis macroeconômicas e microeconômicas já foram realizados (Jaeger, 2013; Olivera, 2013; Pittau et al. 2012; Yamamura, 2012; Cramer e Kaufman, 2011).

² Wooldridge (2002) sugere uso de dados em painel, variáveis instrumentais.

³ Entre outras vantagens, os painéis permitem analisar mudanças temporais, mitigam o impacto de variáveis omitidas, e permitem maior controle para a heterogeneidade individual.

Um dos aspectos macroeconômicos mais estudados junto com variáveis microeconômicas é a desigualdade. Alguns estudos mostram indícios do efeito positivo deste fator na demanda por redistribuição em países europeus (Jaeger, 2013; Olivera; 2013; Pittau et al., 2012). Sabe-se de longa data que a América Latina é a região mais desigual do mundo. Também se conhecem alguns aspectos que, em geral estão relacionados com a desigualdade: maiores níveis de crime e violência, aumento da pobreza, baixo crescimento econômico, menores índices de educação e capital humano, poder político desigual. Apesar disso as pesquisas que envolvem desigualdade e preferências por redistribuição têm recebido pouca atenção, provavelmente, pela escassa disponibilidade de bases de dados. É possível interpretar que essas consequências negativas da desigualdade são o motor que impulsionou as ações dos governos da região para reduzir a desigualdade nos últimos anos. Contudo, não se pode ignorar que a continuidade do processo que, com sucesso já se iniciou, depende não só das ações certas por parte dos policymakers; as aspirações da população devem na medida do possível ser consideradas. Nesse sentido se faz necessário indagar sobre o que a população almeja em termos distributivos. Será que os latino-americanos (des)normalizaram a desigualdade porque sempre esteve presente na região? Os dados do Latinobarômetro sugerem insatisfação com os níveis de desigualdade. No início da década dos 2000 quase 90% da população declarou um sentimento de injustiça social, porcentagem que de forma consistente com o desempenho positivo do final da década, recuou a 80% nos últimos anos. Com isto, abre-se outra interrogante: são todas as classes sociais que esperam uma revolução distributiva? São os pobres, são os ricos, é a classe média? Até o momento, o único trabalho que foca na relação entre demanda por redistribuição e desigualdade na América Latina é o de Cramer e Kaufman (2011) que, observam um discreto efeito positivo da desigualdade na demanda por redistribuição e sugerem que as pessoas de baixa renda não seriam os principais protagonistas a reivindicar igualdade social.

Este trabalho pretende contribuir a responder estas questões. Para isto, analisa-se o papel da desigualdade nas preferências por redistribuição na América Latina levando em conta variações temporais e por país. Realizam-se duas análises, a primeira com dados empilhados com um modelo multinível, e a segunda com um pseudopainel. Os dados individuais provêm do Latinobarômetro, das rodadas: 1997, 2001, 2002, 2007, 2009 e 2010. Os dados macroeconômicos foram obtidos do Banco Mundial, da Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe e da Standardized World Income Inequality Database.

Como principal resultado dos exercícios econométricos reportados aqui, destaque-se a observação de uma relação positiva entre desigualdade e probabilidade de apoio a políticas redistributivas especialmente nos grupos de baixa renda, inclusive após inclusão de uma série de controles individuais e de variáveis agregadas de crescimento, riqueza e gasto social. Depois desta seção introdutória, segue uma revisão da literatura de desigualdade e preferências por redistribuição, a seguir aborda-se a evolução da desigualdade na América Latina, continuando com a apresentação dos dados, a metodologia, os resultados e as conclusões do estudo.

2) DESIGUALDADE E DEMANDA POR REDISTRIBUIÇÃO

Partindo do modelo de Meltzer e Richard (1981), autores do trabalho mais influente da desigualdade e sua influência na demanda por redistribuição, observam-se resultados divergentes na literatura que pode ser dividida em duas correntes: 1) estudos que analisam medidas de desigualdade em nível nacional, e 2) estudos que contemplam variáveis individuais e macroeconômicas simultaneamente (OLIVERA, 2013).

No primeiro grupo, destacam-se Karabarbounis (2011) e Milanovic (2010, 2000), autores que corroboraram o modelo MR. Por outro lado, Kenworthy e McCall (2008); Moene

e Wallerstein (2003), Persson e Tabellini (1994) não acharam evidências do efeito da desigualdade na redistribuição.

No segundo grupo, há algumas diferenças metodológicas. Jaeger (2013) e Olivera (2013) construíram pseudopaineis para analisar o efeito da desigualdade nas preferências por redistribuição na Europa, achando um efeito positivo. Yamamura (2012) usou um modelo probit ordenado com dados empilhados para analisar o Japão, encontrando efeitos não significativos e positivos. Kerr (2014) usa uma variável instrumental e sugere um efeito positivo da desigualdade na demanda por redistribuição nos Estados Unidos. Métodos multinível foram usados por vários autores: (i) Haggard et al. (2013): analisaram 41 países em desenvolvimento e não encontraram fortes evidências do efeito da desigualdade; (ii) Pittau et al. (2012): verificaram que países europeus mais desiguais são mais favoráveis a redistribuir e, nos estados dos EUA, verificam o contrário; (iii) Tóth e Keller (2011): obtiveram o mesmo resultado para os EUA; (iv) Cramer e Kaufman (2011): acharam evidência limitada do efeito positivo da desigualdade na demanda por redistribuição na América Latina; e (v) Finseraas (2009): sugere um efeito positivo da desigualdade nas atitudes redistributivas em países europeus.

Algumas limitações afetam recorrentemente tais estudos, como: 1) variáveis omitidas: pois algumas variáveis como aversão ao risco, nem sempre estão disponíveis; e 2) causalidade reversa: pois pessoas que moram em países mais desiguais poderiam demandar maiores níveis de redistribuição, e, sistemas de redistribuição avançados também poderiam modelar preferências individuais por redistribuição generosas.⁴

⁴ Alguns achados poderiam questionar esta hipótese. Países pró welfare state como os países nórdicos exibem baixo apoio à redistribuição e baixa desigualdade simultaneamente em Olivera (2013). Finseraas (2008), fazendo referência aos países nórdicos também argumenta que, se esta hipótese fosse verdadeira, não se deveria esperar uma relação positiva entre desigualdade e demanda por redistribuição.

Dados em painel –apesar de também mostrarem algumas limitações tais como: problemas de atrição e não resposta e menor número de observações se comparados com dados em corte transversal, permitem controlar a heterogeneidade individual, problemas de efeitos não observados e variáveis omitidas, assim como maior variabilidade e menos colinearidade– e variáveis instrumentais poderiam mitigar esses problemas, contudo, a disponibilidade da primeira alternativa é reservada principalmente a países desenvolvidos. Tóth e Keller (2011) expressam dificuldade de achar uma variável adequada depois de testar sem sucesso com o gasto total em proteção social como porcentagem do PIB e com a tipologia de welfare state. Como alternativa, Jaeger (2013) e Olivera (2013) usaram pseudopaineis.

A medida de desigualdade comumente usada –o coeficiente de Gini pós tributação e transferências⁵ – também teria restrições, pois não capturaria a relação não monótona que existe entre a redistribuição e a desigualdade, quer dizer, se analisadas outras dimensões de desigualdade de dois países com coeficientes de Gini próximos, tal relação não necessariamente se verifica (KARABARBOUNIS, 2011). Alesina e Glaeser (2004) afirmam que o sistema tributário e a importância política da redistribuição também podem afetar a desigualdade, pois em países com alta desigualdade, o poder político dos pobres pode não ser suficiente para reivindicar medidas redistributivas. Este último ponto ganha sustento empírico em Karabarbounis (2011). Estritamente, o modelo MR deveria ser testado com o coeficiente de Gini pré tributação e transferências, todavia esta é menos usada por menor disponibilidade. Karabarbounis (2011) chama a atenção ao fato de que em alguns estudos, como Alesina e Glaeser (2004) e Persson e Tabellini (1994), o efeito negativo da desigualdade pré tributação e transferências pode refletir países que redistribuem mais para diminuir a desigualdade pós tributação e transferências. O autor propôs usar a renda bruta ao invés da renda líquida para a

⁵ Jaeger (2013), Olivera (2013), Pittau et al. (2012), Cramer e Kaufman (2011), Finseraas (2009).

construção de razões de desigualdade, pois esta última varia com o sistema de tributação e transferências, enquanto que a renda bruta depende da oferta de emprego.

3) AMÉRICA LATINA, REGIÃO MAIS DESIGUAL DO MUNDO: DESDE QUANDO E ATÉ QUANDO?

Há versões divergentes sobre o aspecto histórico da desigualdade na América Latina e os países do Caribe, diferenças que, decorrem de diferentes metodologias, abordagens e comparações realizadas entre os pesquisadores, e, especialmente, da falta de registros históricos que forneçam evidências mais confiáveis.

Em geral, a dotação de fatores, as raízes coloniais e o boom do primeiro processo de globalização figuram nas principais razões da desigualdade. Sokoloff e Engelman (2000) e Acemoglu, Johnson, e Robinson (2002) sustentam que a desigualdade latino-americana tem suas origens em 1492, logo depois da chegada dos europeus ao Novo Mundo, com base na dotação de fatores: 1) as excelentes condições do solo e do clima em Barbados, Brasil, Cuba e Jamaica, teriam favorecido o cultivo de produtos bem valorizados na época, como cana-de-açúcar, café, arroz, tabaco e algodão; labor que era realizada com o trabalho dos escravos trazidos da África, e 2) os recursos minerais e as terras que eram exploradas com o trabalho dos nativos nas Colônias espanholas do México e do Peru; teriam dado à região ingentes recursos que, ao serem distribuídos em forma desigual, favorecendo aos crioulos considerados a elite da época, teriam configurado as condições iniciais de desigualdade.

Por outro lado, o surgimento de instituições como mitas, encomiendas, obragens e repartimentos, catalogadas como rent-seeking e pouco geradoras de crescimento econômico, aprofundaram as diferenças entre conquistados-escravos e conquistadores, sendo que estes últimos exerceram estratégias que limitaram e/ou restringiram a participação das massas nas

esferas política e econômica (SOKOLOFF e ENGERMAN, 2000; ENGERMAN e SOKOLOFF, 1997). Para esta primeira corrente de autores, estas condições iniciais teriam se perpetuado e se mantido inclusive no período pós-independência com governos que reproduziram essas políticas de distribuição desigual dos recursos.

Já para Dobado e García (2010) e Williamson (2010) esta hipótese é refutável. Através de análises comparativas que incluem países dos continentes europeu, asiático e americano, assim como incorporando o período pré-industrial, não obtiveram evidências de que a América Latina tenha sido sempre a região mais desigual do mundo. Williamson (2010) chama a atenção sobre a incompletude da análise realizada por Engerman e Sokoloff (1997) que, compararam a América Latina com os Estados Unidos unicamente, deixando de lado os níveis de desigualdade de outros países, especialmente da Europa nor-ocidental, além de não incluírem períodos pré-industriais.

Apoiado em “tabelas sociais”⁶, Williamson (2010) dá algumas aproximações sobre a desigualdade em diferentes épocas. Antes da chegada dos Ibéricos, a desigualdade na região mostrava um coeficiente de Gini de 0.225 sendo provavelmente uma das menores a nível mundial. Presume que nas décadas posteriores ao ano 1492 esta aumentou entre 12 e 13 pontos percentuais. Na época pré-industrial,⁷ reporta coeficientes de Gini de 0.529 e 0.524 para a Europa nor-ocidental e a América Latina respectivamente, um sinal de que a desigualdade na última região nem sempre foi a maior. No século XVI – época do desastre demográfico causado por epidemias de doenças trazidas do Velho Mundo com mortes que atingiram 90% da população– a desigualdade poderia ter tido uma queda, fruto da escassez de mão-de-obra não qualificada, que fez com que os salários reais aumentassem. Até o ano 1820 houve possivelmente o maior pico de desigualdade antes da campanha independentista,

⁶ Registros da renda média e de seus beneficiários por classes sociais, sem informações sobre as variações dentro de cada classe (Williamson, 2010).

⁷ Para países do noroeste da Europa antes de 1800 e para os países da América Latina antes de 1880 (ibid).

passando de 0.362 a 0.576, aumento conduzido por fatores como: recuperação da população, com uma densidade populacional que foi de 0,78 a 1,14, uma redução da relação terra-trabalho de 31%, aumento do PIB per capita de 438 a 650 (US\$), e o crescimento da urbanização. Na era da revolução a desigualdade provavelmente teria experimentado uma queda, com um coeficiente de Gini que mudou de 0.576 em 1790 a 0.464 em 1870, tendo como causas principais a independência e a descolonização.

Na belle époque, entre 1870 e 1920, teria existido um aumento da desigualdade de modo similar ao que foi observado nos outros exportadores de bens primários e o coeficiente de Gini da região teria passado de 0.464 a 0.603 (WILLIAMSON, 2010). Bertola et al., (2008) apontam como causa deste fenômeno o crescimento da população, especialmente em países com renda per capita alta que, somado ao crescimento desigual da renda nos diferentes países, aumentaram a desigualdade entre e dentro dos países, especialmente no Brasil, Chile, Argentina e Uruguai. Adicionalmente, o processo de globalização trouxe mudanças nos bens comercializados, incrementando a demanda de mão de obra não qualificada, fato que favoreceu regiões como a Argentina. Prado de La Escosura (2005) traz mais evidências sobre este ponto e sugere a observação do corolário de Stolper-Samuelson. Na era da globalização, elevou-se o rendimento do fator abundante (terra) em relação ao fator escasso (mão de obra). Sobre um esquema de alta concentração de terras e mão-de-obra escassa, os beneficiados seriam os proprietários da terra que correspondiam a uma proporção pequena da população e os perdedores, os trabalhadores. Isto explicaria o renascimento de desigualdade na época, que só declinou com a Primeira Guerra Mundial com o declínio do comércio.

Este panorama indica uma entrada ao século XX com altos níveis de desigualdade. Enquanto a Europa comemorava o declínio da sua desigualdade no século XX, a exemplo dos Estados Unidos no período 1930 – 1960, a América Latina parecia não dar sinais de melhora na desigualdade não só econômica senão tampouco política. Houve transformações de ordem

política, econômica e social como, por exemplo: as revoluções sociais na Bolívia, no México e na Nicarágua, que, apesar de conviverem em um ambiente de democracias não consolidadas, mostraram-se mais abertas, a aceleração da urbanização e o declínio da agricultura com a consequente perda da importância do fator terra na desigualdade (FERRANTI et al., 2004).

Entre as causas que explicariam a imobilidade em temas distributivos na América Latina no século XX, estes últimos autores apontam alguns fatores. Primeiro, a baixa qualidade da educação; em que pese uma expansão na educação pública, baseados em Pritchett (2001) indicam que, sem qualidade não ocorre um impacto positivo na redução da desigualdade; e a situação de exclusão social e discriminação de alguns grupos da América Latina; fatos que em conjunto, impedem a mobilidade socioeconômica de tais grupos. Segundo, a estratégia de desenvolvimento implementada a partir de 1930, baseada na substituição de importações e na concentração de economias domésticas teria reduzido os incentivos para investir em educação, pois, no século XX muitas economias dependiam basicamente da exportação de bens primários, como petróleo no caso da Venezuela, café no Brasil e na Colômbia, e em países da América Central, cobre no Chile, modelo de desenvolvimento intensivo que reduziria os retornos à educação (LEAMER et al., 1999 apud FERRANTI et al., 2004). Por último, a rigidez e o pouco desenvolvimento do mercado financeiro não permitiram que as mudanças tanto da agricultura como da indústria –cuja propriedade estaria mais concentrada– tivessem um efeito significativo na redução da desigualdade, pois o acesso dos pobres aos mercados financeiros continuaria com restrições, impedindo de novo as possibilidades de mobilidade.

Em termos gerais, estes seriam os traços centrais em matéria de desigualdade da América Latina no século XX, que, para mais da metade do período, baseiam-se em análises qualitativas, dada a pouca disponibilidade de registros históricos, e que não deixam de ter um

caráter “especulativo” como afirmam Ferranti et al., (2004, p. 17). A partir da década de 1970, a maioria de países implementaram pesquisas domiciliares nacionais que permitem fazer análises mais robustas.

Na década de 1970, considerada como de estabilidade macroeconômica e altas taxas de crescimento, a desigualdade na América Latina teve uma ligeira queda (MORLEY, 2001; BIRDSALL et al., 2012, GASPARINI e LUSTIG, 2011) com um coeficiente de Gini regional que variou de 0.532 até 0.491 entre 1960 e 1970 respectivamente (DEININGER e SQUIRE, 1996), variação que, contudo, não deixou de posicionar a região no primeiro lugar na desigualdade mundial. Descendo ao nível de países, a maioria manteve sua desigualdade constante –Brasil, Colômbia, Costa Rica, Peru, Uruguai- ou decrescente -México e Venezuela- com exceção da Argentina e do Chile, que tiveram um aumento da desigualdade sob os regimes militares da década (MORLEY, 2001). Outra característica importante da década e que poderia ter influenciado no desempenho em 1970 e nas seguintes décadas é a transformação que tiveram os países com o abandono do modelo de substituição de importações e o passo a políticas de corte neoliberal que visavam a estabilização macroeconômica, a liberalização de mercados domésticos, a privatização de companhias estatais e dos serviços públicos, e uma redução do papel do Estado na economia, com exceção de Argentina, Peru e Brasil, que não adotaram o modelo neoliberal e adotaram modelos de controle de preços e salários a meados dos anos 1980 (CORNIA, 2013).

Na década de 1980, mais conhecida como a “década perdida” esta tendência favorável se reverteu. Com exceção da Costa Rica, Bahamas, Jamaica e Uruguai, os outros países da região tiveram incrementos na desigualdade ao redor de 5% ou mais, registrando a presença de inflação; como os governos não realizaram ajustes aos salários mínimos, reduziu-se o poder de compra da população entre 25-30% (LONDOÑO e SZÉKELY, 2000). Alguns fatores que poderiam ter influenciado neste aumento são reportados por Gasparini e Lustig

(2011): a crise da dívida, o crescimento nulo ou negativo do PIB que obrigou os governos a tomarem medidas de austeridade fiscal severas, afetando inclusive o gasto social, e a depreciação de moedas locais. Entre outros fatores aparecem as reformas de mercado reportadas principalmente como três: comércio, privatização e liberalização financeira, que trouxeram mudanças tecnológicas e incorporação de capitais, que também aumentariam a desigualdade, pois, mudanças tecnológicas aumentam a produtividade de trabalhadores qualificados ampliando a brecha salarial entre qualificados e não qualificados. O efeito das reformas e dos ajustes realizados, assim como da mudança tecnológica não foi o mesmo para todos os países, pois dependeria das condições iniciais de cada país, assim como do tipo de medidas (MORLEY, 2001), fato que se confirma com os rumos diversos que os países da região tomaram em matéria de desigualdade nas décadas posteriores.

Alguns fatos interessantes e inesperados começam na década de 1990. A Argentina – por causa de reformas estruturais e crise econômica 2001 2002– e a Venezuela tiveram um incremento na desigualdade em 7,7 e 4,0 pontos percentuais. Em menor intensidade também aumentou na Bolívia, no Chile, no Equador, no Peru, no Uruguai, e no Paraguai. O Brasil conhecido como o país mais desigual da região, não apresentou muitas mudanças no começo de 1990, mas no final da década o país surpreende com um coeficiente de Gini que passou de 0,604 em 1990 a 0,586 em 1999. Nos países de América Central e do Caribe observou-se um comportamento estável com exceção de Honduras, que melhorou, e do México, com um declínio (GASPARINI, 2005).

Na última década e contra os prognósticos mais pessimistas, a região deu mostras de uma melhora em termos redistributivos: o coeficiente de Gini regional variou de 0.5256 em 2000 a 0.4976 em 2010 (CORNIA, 2013). (Ver Tabela 1).

Tabela 1 – Coeficiente de Gini por região e década

<i>Measure and region</i>	<i>1970s</i>	<i>1980s</i>	<i>1990s</i>	<i>2000s</i>
Level				
Latin America and the Caribbean	48.8	51.2	52.5	52.1
Asia	39.0	39.3	40.1	44.2
Developed countries	28.2	28.4	29.8	30.3
Eastern Europe	25.6	26.5	29.7	34.1
Change from previous decade				
Latin America and the Caribbean	...	2.4	1.3	-0.5
Asia	...	0.2	0.8	4.1
Developed countries	...	0.2	1.4	0.4
Eastern Europe	...	0.9	3.2	4.4
Difference from Latin American Gini coefficient				
Asia	9.8	11.9	12.5	7.9
Developed countries	20.6	22.8	22.7	21.8
Eastern Europe	23.2	24.7	22.9	18.0

Fonte: Gasparini et al. 2011, p. 181

A tendência de queda na desigualdade observou-se em 15 de 18 países observados, com as exceções de Honduras e Nicarágua, com um pequeno aumento, e Costa Rica, estável (Ibid). Birdsall et al. (2012) manifestam uma coincidência política com a eleição de governos de esquerda⁸, também reconhecem que a transformação se deu em todos os regimes políticos, contudo nos países de regime social–democratas e de esquerda populista houve os melhores avanços, seguidos por países de centro como a Costa Rica e de centro direita, assim a explicação sobre a redução da desigualdade não recai unicamente no renascimento da esquerda na região.

Entre os fatores que explicariam o fenômeno, destaca-se a redução dos retornos à educação devido à expansão da educação básica e secundária nas últimas décadas, e a política social apoiada em programas de transferência de renda como o PROGRESA que nasceu no México em 1990 e depois se estendeu por toda a região, completando 34 programas sociais

⁸ Divididos em regimes de Esquerda Populista (Argentina, Bolívia, Equador, Nicarágua, Venezuela) e Social Democratas (Brasil, Chile, Uruguai). Hugo Chavez na Venezuela em 1990, Ricardo Lagos no Chile em 2000, Néstor Kirchner na Argentina e Luiz Inácio Lula da Silva no Brasil em 2003, Uruguai, Bolívia, Equador, Nicarágua, e finalizando em 2008 com o Paraguai e El Salvador 2009.

em oito países (BIRDSALL et al., 2012). O fator político também teria influenciado positivamente. Kerstenetzky (2012) aponta o reestabelecimento de regimes democráticos na região como fator importante na mudança do quadro redistributivo, segundo a autora, democracias mais estáveis apresentam um melhor desempenho redistributivo.

Junto com a redução da desigualdade, outro fato coincidente que tem chamado a atenção na América Latina é o crescimento da chamada “nova classe média”^{9,10} que teve uma expansão de 50% entre 2003 e 2009, passando de 103 milhões de pessoas a 152 milhões. Se antes os pobres eram 2.5 vezes mais numerosos que a classe média, agora apresentam-se em proporção igual (FERREIRA et al., 2013). Este segmento da população teria um papel no crescimento de longo prazo, através da acumulação de capital, empreendedorismo e capital humano. Seu papel político também é relevante: garantiria estabilidade política e o apoio (ou não) à política fiscal (tributação) que é o sustentáculo da política social (gasto social) (CORNIA, 2013). O mesmo autor sugere que há indícios de que esta parcela também teria se beneficiado das medidas redistributivas – se bem que em menor proporção do que os pobres, com exceção de países como Peru, México, Guatemala e Honduras, onde aparecem como os principais beneficiários–, contudo, fica a grande questão: esta classe média tem poder político suficiente para se tornar o eleitor mediano e escolher governos que, além de favorecer a sua classe, também favoreçam aos mais pobres?

Finalmente, uma reflexão relacionada com a sustentabilidade do processo de redução da desigualdade. Birdsall et al. (2012) sugerem um aumento no gasto social associado com as condições econômicas favoráveis experimentadas por alguns países como resultado do preço das commodities, por exemplo: o Equador e a Venezuela se beneficiaram de preços altos do petróleo e o Chile dos preços do cobre. Contudo, este aspecto que agora poderia ter

⁹ Ver em Ferreira (2013) informações e definições sobre a nova classe média na América Latina.

¹⁰ A Venezuela e a Argentina tiveram um declínio na classe média segundo o critério de Birdsall (2012). No primeiro país passou de 21 a 3% da população e na Argentina de 39 a 31%:

favorecido a alguns países, também poderia afetar no futuro a sustentabilidade do processo de redução da desigualdade,¹¹ e não só isso, poderia ser a origem de mudanças políticas na região, pois como sugerem Campello e Zucco (2014) os eleitores latino-americanos costumam “punir” aos governos que não consideram satisfatórios, independente do clima econômico internacional.

4) DADOS

4.1. Dados

Nesta seção descrevem-se as bases de dados, as variáveis e os métodos utilizados para a estimação. Os dados provêm de quatro fontes diferentes: Latinobarômetro, Standardized World Income Inequality Database (SWIID), Banco Mundial (BM) e Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (CEPAL).

Os dados em nível individual provêm do Latinobarômetro, survey que é realizado sob responsabilidade da Corporação Latinobarômetro. As entrevistas são realizadas a pessoas maiores de 18 anos, com exceção de o Brasil e de a Nicarágua países nos quais a idade mínima é 16 anos, das áreas urbana e rural.

Apesar de não ser uma pesquisa específica para temas de igualdade e redistribuição, apresenta algumas características desejáveis para realizar este estudo: 1) vem sendo realizado anualmente desde 1995 em 18 países da América Latina¹², 2) capta a opinião pública em assuntos relacionados a democracia, economia, política, religião, entre outros aspectos, 3) as perguntas podem variar de ano a ano, não obstante, existem questões que são abordadas constantemente permitindo sua comparabilidade, 4) ao conter informação de todos os países

¹¹ Com efeitos que poderiam ser observados no curto ou médio prazo com a dramática descida dos preços do petróleo.

¹² Os países são: Argentina, Bolívia, Brasil, Colômbia, Costa Rica, Chile, El Salvador, Equador, Guatemala, Honduras, México, Nicarágua, Panamá, Paraguai, Peru, República Dominicana, Uruguai, Venezuela. A República Dominicana foi incluída na pesquisa a partir de 2004.

da América Latina (com exceção de Cuba), considera-se que é uma base de dados apropriada para analisar toda a região –Silva e Figueiredo, 2013; Cramer e Kaufman, 2011; Dion e Birchfield, 2010; e Gaviria, 2007, usaram a mesma base para analisar a demanda por redistribuição na América Latina–, 5) a representatividade das amostras por sexo, status socioeconômico e idade é próxima dos 100% em todos os países¹³, e 6) apesar de o Latinobarômetro não ter informações sobre a renda individual ou familiar, oferece algumas opções de proxy da situação econômica dos entrevistados.¹⁴

Neste estudo, seis rodadas serão usadas para a análise: 1997, 2001, 2002, 2007, 2009 e 2010. A Tabela 2 apresenta o número de observações por ano.

Tabela 2 – Número de observações por ano – todos os países

Ano	Número de observações
1997	14899
2001	16547
2002	16532
2007	18408
2009	18660
2010	18660
Total	103706

Fonte: Latinobarômetro, 1997, 2001, 2002, 2007, 2009, 2010. Elaboração própria.

¹³ Informes metodológicos e técnicos e os questionários estão disponíveis em: <http://www.latinobarometro.org/latContents.jsp>

¹⁴ Não abordar sobre a renda é uma situação comum em alguns surveys dada a dificuldade de perguntar esse tipo de questões (MONTGOMERY, 2000; FILMER e PRITCHER, 2001)

Da Standardized World Income Inequality Database (SWIID) ¹⁵ foram tomadas as medidas de desigualdade: índices de Gini pré e pós tributação e transferências. A vantagem desta base, além de permitir realizar comparações entre os diferentes países, é que disponibiliza os índices de Gini mencionados. Autores como Haggard et al., 2013; Oliveira, 2013; e Pittau et al, 2012 usaram dados do SWIID em seus estudos de preferências por redistribuição.

Foram extraídos da base de dados do Banco Mundial, o Produto Interno Bruto (PIB) e o crescimento do PIB, consideradas medidas de riqueza e crescimento, respectivamente. Este organismo disponibiliza dados mundiais de diversos tópicos: educação, saúde, desenvolvimento social, entre outros.

Finalmente, da CEPAL, tomou-se o gasto social como porcentagem do PIB. Por algumas limitações relacionadas à comparabilidade entre os diferentes países, a variável foi incluída unicamente em uma análise de robustez. (Detalhamentos na subseção seguinte).

4.2. Variáveis

4.2.1 Variável dependente

De modo similar aos outros trabalhos de preferências por redistribuição, a opinião dos entrevistados com respeito à desigualdade se obtém de uma questão indireta. A pergunta “quão justa é a distribuição de renda no país?”¹⁶ é usada para mensurar o apoio à redistribuição. Esta pergunta, além de estar disponível em todos os anos analisados, permite inferir sobre a percepção dos entrevistados em relação ao aspecto distributivo. A mesma questão foi considerada como variável dependente em outros estudos de preferências por

¹⁵ Ver Solt (2009)

¹⁶ Tradução nossa. Pergunta original: ¿Cuán justa cree Ud. que es la distribución del ingreso en (país)?

redistribuição (Silva e Figueiredo, 2013; Cramer e Kaufman, 2011). As opções de resposta são: “muito justa” (1), “justa” (2), “injusta” (3), “muito injusta” (4). Nos dados agrupados, 3% responderam que é muito justa, 15% justa, 53% injusta e 29% muito injusta. A Tabela 4.3 contém a distribuição por ano. Observa-se que, em geral, a maioria dos entrevistados opina que a distribuição de renda dos seus respectivos países é injusta. No início da década de 2000 a população com percepção negativa da distribuição de renda é aproximadamente 90%. Nos três últimos períodos de análise observa-se uma suave diminuição na porcentagem de pessoas com avaliação negativa da distribuição de renda. Este fato pode refletir que a redução da desigualdade que ocorreu no período foi efetivamente notada pela população.

Tabela 3 – Respostas da pergunta: “quão justa é a distribuição de renda no país”

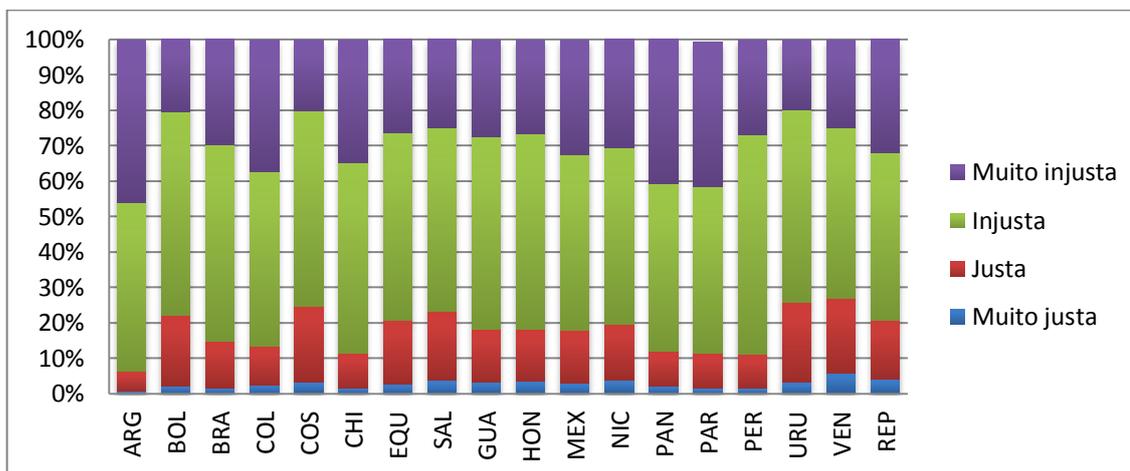
Resposta	1997	2001	2002	2007	2009	2010	2011
Muito justa	5%	2%	2%	4%	3%	2%	2%
Justa	14%	9%	11%	18%	19%	19%	18%
Injusta	52%	52%	54%	50%	54%	53%	55%
Muito injusta	29%	37%	33%	28%	25%	25%	24%

Fonte: Latinobarômetro, 1997, 2001, 2002, 2007, 2009, 2010. Elaboração própria.

Na Figura 1 apresenta-se a distribuição das respostas dos dados agrupados por país. De novo, observam-se diferentes níveis de percepção do nível de desigualdade em cada país. Destacam-se entre os países cujos habitantes têm a percepção de viverem numa sociedade muito injusta: Argentina, Colômbia, Argentina e Chile, por outro lado, no Brasil conhecido por sua alta desigualdade só 30% dos entrevistados consideram que moram num país muito injusto. Os habitantes de a Venezuela, a Costa Rica e o Uruguai, países com relativamente

baixa desigualdade, pareceriam estar mais satisfeitos com a distribuição de renda dos países mencionados.

Figura 1 Apoio à redistribuição por país – dados empilhados



Fonte: Latinobarômetro 1997, 2001, 2002, 2007, 2009, 2010

4.2.2. Variáveis individuais

As seguintes variáveis individuais são consideradas como variáveis independentes:

- Idade em anos e a variável quadrática.
- O estado conjugal tem duas categorias: “Solteiro” e “Casado”. No primeiro grupo estão as pessoas solteiras, separadas, divorciadas ou viúvas. Já nos casados, estão todos aqueles que moram com um companheiro. Os solteiros constituem a referência neste trabalho.
- Sexo como variável dummy. A categoria “Mulher” é a referência.
- Educação como variável dummy, com categorias “Superior” e “Não ensino superior”. No primeiro grupo estão as pessoas com ensino superior completo tanto no nível de

graduação como de pós-graduação. Pessoas com outros níveis de educação e analfabetos estão na categoria “Não ensino superior” que é a referência.

- Emprego é uma variável dummy, com as categorias “Trabalha” e “Não trabalha”. Na última categoria estão as pessoas que estão desempregadas, aposentadas, estudantes e donas de casa.¹⁷
- Como dito anteriormente, o Latinobarômetro não pergunta diretamente a renda individual dos entrevistados, porém é possível obter proxies desta variável a partir de outras questões. Seguindo a metodologia de Filmer e Pritchett (2001) se obteve um índice de bens a partir das informações dos bens duráveis disponíveis no lar dos entrevistados, a partir do qual se alocaram os indivíduos em quintis. Para facilitar a análise, e dado o crescente interesse na classe média latino-americana, se fez um novo agrupamento: pobres (quintis 1 e 2), classe média (quintis 3 e 4) e ricos (quintil 5). Não existe consenso na literatura sobre os grupos que conformam a classe média¹⁸ e o critério usado foi a alocação em proporções mais ou menos iguais às classes pobre e média (FERREIRA et al., 2013).

Realizou-se uma análise de robustez incluindo a situação econômica familiar subjetiva que foi inferida da pergunta: Em geral, como qualificaria a situação econômica atual e a de sua família? Diria que é: (1) Muito boa, (2) Boa, (3) Regular, (4) Ruim, (5) Muito ruim. Incluiu-se a variável dividida em três categorias: boa (respostas 1 e 2), regular (respostas 3 e 4) e ruim (resposta 5).

- Religião como variável dummy: “Religiosos” e “Não religiosos”.¹⁹ Não se optou por realizar uma divisão por denominação uma vez que o foco principal deste estudo não é

¹⁷ Testes realizados considerando por separado cada uma das opções mostraram os mesmos resultados.

¹⁸ Ver revisão das faixas usadas em diferentes trabalhos em Ferreira et al. (2013)

¹⁹ No primeiro grupo estão todos aqueles que manifestaram ser de alguma religião –católico, evangélico, batista, metodista, pentecostal, adventista, testemunhos de Jeová, mórmon, judeus, protestante, umbanda, acredita em Deus mas não pertence à igreja, kardecista, cristão, espírita, outras. Nos não religiosos estão os que se identificam como: agnósticos e ateus.

estudar as diferenças que podem surgir no apoio à redistribuição entre as diferentes religiões, e porque uma análise deste tipo exige entrar em detalhes específicos sobre as características das religiões nos países de análise, algo fora do escopo deste trabalho. A intensidade da vida religiosa não foi incluída neste estudo devido a que a variável não está disponível em todos os anos analisados.

- Algumas variáveis individuais que se encontram na literatura e que parecem influenciar nas preferências por redistribuição não foram incluídas neste estudo, pois não estão disponíveis em todas as rodadas do Latinobarometro aqui analisadas. Por exemplo: cor/raça; perguntas utilizadas como proxies de mobilidade social; o papel da sorte e do esforço como determinantes do sucesso, a aversão ao risco.
- Outra que é utilizada em estudos deste tipo é a preferência política, quer dizer, se o entrevistado se identifica como de esquerda ou de direita (Olivera, 2013; Silva e Figueiredo, 2013; Cramer e Kaufman, 2011). Optou-se por não colocar esta variável devido a uma alta porcentagem de informações faltantes, e porque a maioria das pessoas identifica-se como de centro.²⁰

Na Tabela 4 apresentam-se as estatísticas descritivas das variáveis individuais e o Apêndice A contém o código com o qual as perguntas foram incluídas nos questionários completos do Latinobarometro em cada ano.

²⁰ A variável também é uma possível fonte de endogeneidade, pois o grau de apoio a políticas redistributivas pode depender da orientação política e vice-versa. Contudo testes feitos com a variável não ocasionaram mudanças importantes, além de ser não significativa.

Tabela 4 – Estatísticas descritivas – todos os países e todos os anos de análise

Variável	Observações	Média	Desvio		
			Padrão	Mínimo	Máximo
Redistribuição	100660	3,08	0,74	1	4
Idade	100660	39,19	16,07	15	101
Idade ²	100660	1794,62	1455,18	225	10201
Religioso	100660	0,90	0,29	0	1
Mulher	100660	0,51	0,49	0	1
Pobre	100660	0,40	0,49	0	1
Média	100660	0,39	0,48	0	1
Alta	100660	0,19	0,39	0	1
Casado	100660	0,57	0,49	0	1
Trabalha	100660	0,57	0,49	0	1
Ensino superior	100660	0,08	0,27	0	1

Fonte: Latinobarometro 1997, 2001, 2002, 2007, 2009, 2010

4.2.3. Variáveis agregadas

Como medidas de desigualdade incluíram-se os coeficientes de Gini pré e pós tributação e transferências (Gini_pre e Gini_pos respectivamente). Como dito anteriormente, o diferencial de usar a SWIID é a disponibilidade do Gini_pre que segundo Karabarbounis (2011) permite suavizar o problema de endogeneidade, pois a renda líquida depende e varia com o sistema de tributação e transferências, enquanto que a renda bruta depende da oferta de emprego. Utiliza-se esta medida como proxy da desigualdade de modo similar a outros

autores que analisaram o papel da desigualdade na demanda por redistribuição (Cf. a seção 2.2). O produto interno bruto per capita (PIB) (a preços constantes 2005 e na forma de logaritmo) é incluído como uma forma de mensurar a riqueza do país. O efeito desta variável em Olivera (2013) e Pittau et al. (2012) (Europa) é negativo. A taxa de crescimento anual do PIB, (PIBC) também é incluída no estudo. Cramer e Kaufman (2011) sugerem um efeito negativo desta variável para países da América Latina.

Outras variáveis de interesse a nível país como a taxa de desemprego não foram incluídas no estudo dado que as informações disponíveis não são comparáveis entre os diferentes países.²¹ Os gastos públicos no social como porcentagem do PIB (GS) foram incluídos numa análise de robustez. Conforme recomendação da CEPAL, a análise se realizou sem considerar o México, país que tem uma diferença substancial na metodologia de cálculo desta medida que poderia subestimar o gasto real. Para os outros países o organismo indica a comparabilidade. O gasto público social inclui gastos em: educação, saúde e nutrição, previdência social, emprego, assistência sócia, moradia, água, e esgoto.²² A Tabela 4. 5 contém as estatísticas descritivas das variáveis macroeconômicas.

Tabela 5 Respostas da variável dependente em diferentes anos

Variável	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Gini_pre	54	47,11	3,77	35,73	53,71
Gini_pos	54	48,93	3,78	37,52	55,89
PIB	54	8,07	0,62	6,87	9,06
PIBC	54	3,10	4,16	-10,90	13,10
GS	54	13,20	6,01	0,00	27,06

Fonte: SWIID, BM, CEPAL.

²¹ Dados disponíveis no CEPALSTAT e no BM.

²² Informação extraída da ficha técnica do gasto público social como porcentagem social disponível no site da CEPAL.

5) METODOLOGIA

A metodologia para analisar o efeito da desigualdade nas preferências por redistribuição da América Latina considera inicialmente um modelo com dados de corte transversal empilhados levando em conta a estrutura multinível dos dados. Este exercício permite obter indícios da relação entre desigualdade e preferências por redistribuição, embora não aporte informações sobre o efeito da variação na desigualdade dos diferentes países na demanda por redistribuição. Na segunda etapa, procura-se complementar a análise com um pseudopainel, que permite estudar os efeitos de variações da desigualdade no tempo. Os dados em painel ou dados longitudinais são considerados como o melhor recurso para capturar as mudanças comportamentais individuais no tempo e identificar efeito causal (Andreß et al., 2013; Baltagi, 2005; Hsiao, 1986), no entanto, a disponibilidade destes dados para muitos países e regiões é limitada, e a América Latina não é uma exceção, daí que a estratégia deste trabalho consiste na obtenção de estimadores com dados de corte transversal empilhados e depois com um pseudopainel.

Nas preferências por redistribuição observam-se trabalhos com os três tipos de dados. Com dados em painel genuínos: Alesina e Angeletos (2005) e Alesina e La Ferrara (2005). Estudos com dados em corte transversal são maioria, por exemplo: Fong (2001), Corneo e Grüner (2002), Gaviria (2007); Silva e Figueiredo (2013). Dados empilhados (pooled) foram usados por: Luttmer (2001); Cramer e Kaufman (2011); Stegmüller et al., (2011). Em trabalhos como os de Olivera (2013) e Jaeger (2010) observam-se pseudopainéis para analisar a demanda por redistribuição na Europa.

A seguir a descrição das duas estratégias que serão seguidas neste trabalho.

5.1) Estimação com os dados empilhados

Os dados deste trabalho têm uma estrutura de dados não aninhados e multinível, pois se observam indivíduos de 18 países diferentes em 6 períodos de tempo diferentes. De maneira similar a Cramer e Kaufman (2011) os níveis considerados são: 1) indivíduos, 2) ano-país e 3) país. Análises prévias mostraram que a correlação intra-classe (ICC, por suas siglas em inglês) é de 0,51; 0,06; 0,02. A magnitude destes valores é esperada, uma vez que a variável dependente é individual e estaria concentrada a maior parte da variação nesse nível, contudo, esses valores baixos não seriam uma justificativa para ignorar os níveis 2 e 3, pois poderiam aportar informações sobre as fontes da variação do apoio a redistribuição a nível país (CRAMER e KAUFMAN, 2011). A especificação é a seguinte:

$$y_{ipa} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1iap} + \dots + \alpha_n X_{niap} + \beta_1 Z_{1ap} + \dots + \beta_n Z_{nap} + \gamma_1 X_{1iap} Z_{1ap} + \dots + \gamma_n X_{miap} Z_{map} + \mu_{0p} + \varepsilon_{0ap} \quad (1)$$

Onde os índices i , a , p representam os níveis: indivíduos, país-ano e país respectivamente. As variáveis dos vetores X_{iap} são as variáveis individuais descritas anteriormente: idade, estado conjugal, sexo, educação, emprego, risco, situação econômica e religião. Os vetores Z_{map} contêm os coeficientes de GINI, GINI_P, PIB e PIBC e $X_{iap} Z_{map}$ representa a interação entre as variáveis macro e micro. O erro para cada país é μ_{0p} e o erro para cada país-ano é ε_{0ap} .

5.2) Pseudopainel

A análise da subseção 4.4.1 não leva em conta o efeito temporal, aspecto que pode levar à obtenção de resultados diferentes no curto e longo prazo. Para este efeito, realizam-se análises com dados longitudinais, mas, dados com esta estrutura não estão disponíveis para a América Latina. Uma alternativa recorrente na literatura é o uso de pseudopainéis, técnica proposta por Deaton (1985) para construir painéis sintéticos a partir de dados de corte transversal repetidos.

Os chamados “pseudopainéis” são construídos definindo coortes C , que são grupos de indivíduos que mostram características individuais similares comuns, invariantes no tempo tais como: ano de nascimento, sexo, cor, país de nascimento. A seguir se apresenta o modelo de pseudopainel.²³

5.2.1 Modelo

A especificação considera um modelo com efeitos tanto individuais quanto temporais:

$$y_{it} = X'_{it}\alpha + Z'_{it}\beta + \mu_{it} \quad (2)$$

$$\mu_{it} = \theta_i + \gamma_t + v_{it} \quad (3)$$

²³ O leitor pode solicitar aos autores o detalhamento da construção por etapas do pseudopainel, os resultados de uma simulação de Monte Carlo para avaliar a melhor opção de pseudopainel entre três alternativas, assim como a eficiência de três estimadores (mínimos quadrados ordinários, efeitos fixos e efeitos aleatórios), e uma análise exploratória das variáveis.

Onde i ($i = 1, \dots, I_t$) representa os indivíduos no ano t e $t = (1, \dots, T)$ denota o ano, X_{it} é um k -vetor de variáveis explicativas individuais e α um k -vetor de parâmetros, Z_{it} contém as medidas de desigualdade e de riqueza, valores que são iguais para indivíduos do mesmo país e ano, e μ_{it} tem efeitos fixos individuais e temporais e o v_{it} é o erro. Este modelo conhecido como two-way effects, é uma extensão do modelo de efeitos individuais que permite ao intercepto variar tanto no nível individual como temporal, todavia, quando o número de períodos é pequeno é comum considerar γ_t como efeitos fixos (Cameron e Trivedi, 2009), e a Equação (2) transforma-se num modelo one-way.

Realizando a transformação de Deaton na Equação (2) tem-se:

$$\bar{y}_{ct} = \bar{\theta}_{ct} + \bar{\gamma}_t + \bar{X}'_{ct}\alpha + \bar{Z}'_{ct}\beta + \bar{v}_{ct} \quad c = 1, \dots, C \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

Onde \bar{y}_{ct} , \bar{x}'_{ct} , \bar{Z}'_{ct} são a média das observações de todos os indivíduos pertencentes à coorte C no tempo t de cada uma das variáveis. Como o modelo da Equação (2) inclui efeitos fixos individuais e temporais, o modelo de coortes (4) também contém efeitos fixos das coortes e agora $\bar{\alpha}_{ct}$ varia no tempo e em geral, está correlacionada com as outras variáveis explicativas (Deaton, 1985). A estimação sob esta condição poderia causar um problema de identificação a menos que $\bar{\theta}_{ct} = \bar{\theta}_c$ o qual é possível no caso de que cada coorte tenha um grande número de indivíduos de forma que $\bar{\theta}_{ct}$ seja uma boa aproximação de $\bar{\theta}_c$ (Deaton, 1985; Verbeek, 2008). Um estimador Within baseado numa transformação das coortes $\bar{\bar{y}}_{ct} = \bar{y}_{ct} - \bar{y}_c$ poderia ser usado para (4) (Baltagi, 1995), não obstante, Deaton (1985) considera a versão de coortes da Equação (1):

$$y_{ct}^* = \theta_c + \gamma_t + X_{ct}^*\alpha + Z_{ct}^*\beta + v_{ct}^* \quad c = 1, \dots, C \quad t = 1, \dots, T \quad (5)$$

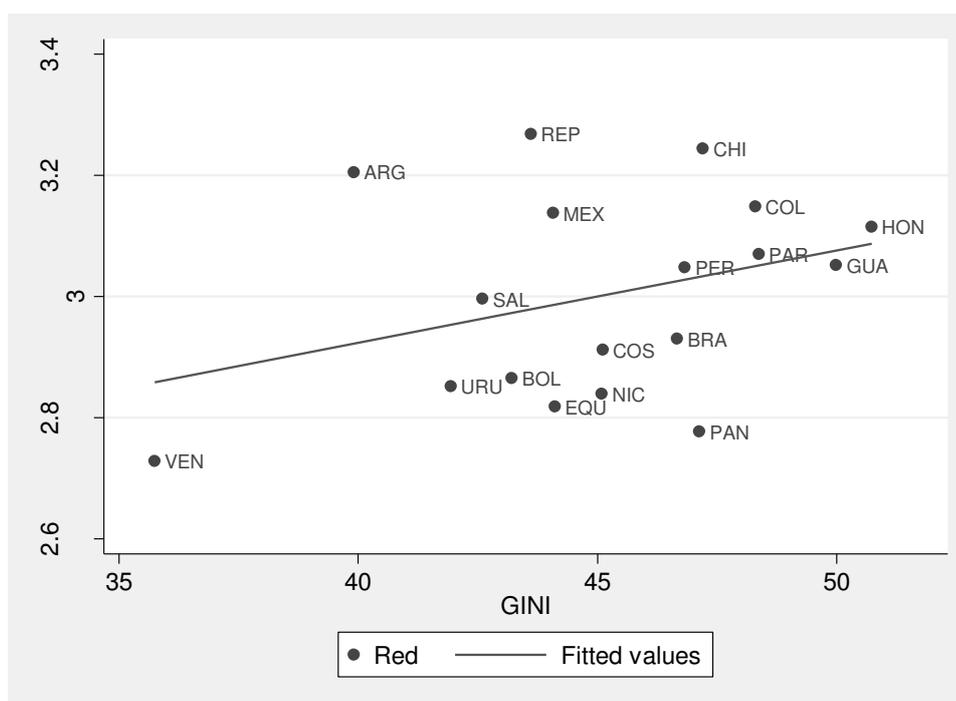
Onde y_{ct}^* , X_{ct}^* , Z_{ct}^* são as médias da população das coortes, as quais não são observáveis e θ_c e γ_t são efeitos fixos da população que, assume-se, são constantes no tempo. Comparando os estimadores, os da Equação (4) são estimadores com erro dos estimadores de (5), pelo que Deaton (1985) propõe um estimador com erros em variáveis (EIV), o qual é adequado para um número fixo de observações por coorte. Devereux (2007) e Verbeek e Nijman (1992) desenvolveram os chamados estimadores Mean-Square-Error (funcionam com amostras finitas) e Unbiased-Error-in-Variable-Estimator (adequado para quando existe um número fixo de períodos e o número de coortes e de indivíduos por coorte não é grande). Não existe um consenso na literatura sobre o número de indivíduos por coorte que permitiria prevenir o problema de erros de medida nas variáveis. Verbeek e Nijman (1992) mostram que os erros nas variáveis podem ser ignorados quando o número de observações por coorte $n_c = N/C$ é grande (100, 200 indivíduos) e se o pseudopainel apresenta suficiente variação temporal. Com n_c grande, os autores mostram que o estimador Within e o proposto por Deaton (1985) são assintoticamente idênticos, daí que na literatura de pseudopainéis a preocupação não está relacionada com os erros de medida e sim com a estrutura de n_c . Devereux (2007) mostra com uma aplicação à oferta de trabalho feminina que, apesar de ter 10,000 observações por coorte, o viés se mantém. A definição do número de unidades por coorte se complica dado que existe um trade-off: se o número de coortes C é grande, o pseudopainel tem um grande número de observações, porém um n_c pequeno que pode trazer estimadores não precisos. Um pseudopainel com poucas coortes C e mais observações por coorte, traz poucas observações, embora sejam mais precisas (BALTAGI, 2005).

6) RESULTADOS

6.1) Dados Empilhados

A Figura 4.2 que mostra uma relação positiva entre a desigualdade e a demanda por redistribuição nos países estudados, espera-se que os resultados dos modelos multinível apontem um efeito positivo da desigualdade no apoio a políticas redistributivas.

Figura 2 – Relação entre a desigualdade e a demanda por redistribuição – 2010



Fonte: Latinobarômetro, 2010. Elaboração própria.

A Tabela 7 contém os modelos de preferências por redistribuição com os dados empilhados. O Modelo 1 contém variáveis individuais, no Modelo 2 acrescenta-se o Gini_pos, PIB e PIBC. No modelo seguinte, o Gini_pos é substituído pelo Gini_pre. No Modelo 4 inclui-se a interação entre o coeficiente de Gini_pos e a renda. Os Modelos 5 e 6 incluem a interação do PIB e PIBC com a renda respectivamente.

Tabela 7 – Modelos de apoio à redistribuição – dados empilhados

Variável	M1	M2	M3	M4	M5	M6
Idade	0.0081*** (0.0008)	0.0080*** (0.0008)	0.0080*** (0.0008)	0.0081*** (0.0008)	0.0080*** (0.0008)	0.0080*** (0.0008)
Idade ²	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)
Religioso	-0.0642*** (0.0081)	-0.0646*** (0.0081)	-0.0645*** (0.0081)	-0.0646*** (0.0081)	-0.0646*** (0.0081)	-0.0647*** (0.0081)
Homem	-0.0159*** (0.0048)	-0.0160*** (0.0048)	-0.0160*** (0.0048)	-0.0160*** (0.0048)	-0.0160*** (0.0048)	-0.0160*** (0.0048)
Casado	-0.0049 (0.0049)	-0.0049 (0.0049)	-0.0049 (0.0049)	-0.0049 (0.0049)	-0.0049 (0.0049)	-0.0049 (0.0049)
Trabalha	-0.0028 (0.0052)	-0.0027 (0.0052)	-0.0028 (0.0052)	-0.0027 (0.0052)	-0.0027 (0.0052)	-0.0028 (0.0052)
Ensino superior	0.0107 (0.0085)	0.0106 (0.0085)	0.0106 (0.0085)	0.0106 (0.0085)	0.0106 (0.0085)	0.0107 (0.0085)
Pobre	0.0288*** (0.0067)	0.0289*** (0.0067)	0.0290*** (0.0067)	0.0568 (0.0795)	0.0210 (0.0925)	0.0236*** (0.0081)
Média	0.0146** (0.0064)	0.0147** (0.0064)	0.0147** (0.0064)	-0.0168 (0.0744)	0.0711 (0.0917)	0.0153** (0.0077)
Gini_pos		0.0297*** (0.0061)		0.0297*** (0.0062)	0.0297*** (0.0061)	0.0297*** (0.0061)
PIB		0.1020** (0.0500)	0.0758 (0.0525)	0.1021** (0.0500)	0.1043** (0.0507)	0.1020** (0.0500)
PIBC		-0.0129*** (0.0038)	-0.0126*** (0.0038)	-0.0129*** (0.0038)	-0.0129*** (0.0038)	-0.0135*** (0.0039)
GINI_pre			0.0254*** (0.0060)			
N	100660	100660	100660	100660	100660	100660

Erros estándar em parêntesis * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

Todos os modelos da Tabela 7 confirmam este efeito. Ambos os coeficientes de Gini são significativos e positivos em todas as especificações, inclusive depois da inclusão das variáveis de crescimento e riqueza. Isto sugere que a probabilidade de apoio a políticas redistributivas aumenta nos países mais desiguais. Trata-se do principal resultado deste artigo, no que tange a esta primeira metodologia de análise -resultado que será parcialmente corroborado pela segunda metodologia empregada.

A inclusão das interações das variáveis macroeconômicas e renda não mostra um efeito significativo, daí que estes termos não se mostram na Tabela 4.7. Isto poderia refletir a limitação dos modelos de políticas redistributivas baseados principalmente no auto-interesse.

A variável PIB mostra um efeito significativo positivo, fato que, segundo Cramer e Kaufman (2011), poderia ser explicado pelo maior acesso à informação que parece existir nos países mais ricos da região. A variável de crescimento é negativa e significativa, resultado também obtido por Cramer e Kaufman (2011), Jaeger (2013) e Haggard et al. (2013). Isto poderia refletir a hipótese de que, ao sentirem uma exposição menor a riscos sociais, os agentes demandariam menos proteção governamental (JAEGER, 2013).

Em geral, as variáveis individuais mostram resultados esperados e o número de variáveis significativas aporta algumas informações adicionais aos trabalhos existentes da América Latina.

A idade é significativa e positiva em todos os modelos. Resultados divergentes encontram-se na literatura. Pittau et al. (2012) acharam evidências de tais diferenças em sua análise dos Estados Unidos e da Europa; no primeiro caso, o apoio a políticas redistributivas diminui com a idade enquanto que na Europa as pessoas mais novas seriam mais favoráveis à redistribuição, fato que, segundo os autores estaria explicado pelas diferentes percepções do papel das aposentadorias. Como política de redistribuição, para os americanos, estas seriam uma espécie de “transferência especial”, à diferença dos europeus que a considerariam uma ferramenta de redistribuição propriamente. Autores como: Olivera (2013), Gaviria (2007) e Corneo e Grüner (2002) encontraram um efeito positivo, ao contrário de Alesina e La Ferrara (2005).

A variável de situação socioeconômica é significativa e positiva em quatro dos seis modelos, tanto para os pobres como para a classe média. O resultado significativo é consistente com o de Gaviria (2007) que usou quintis construídos com uma análise de

componentes principais. Cramer e Kaufman (2011) incluíram a classe média (decis 8 e 9 de um índice de riqueza construído com metodologia similar à usada neste trabalho) e pobres (decis 1 e 2) reportando um efeito significativo positivo da classe média e não significativo nos pobres. Em geral, a variável relacionada com renda e situação econômica mostra um efeito negativo (Haggard et al., 2013; Olivera, 2013; Alesina e Giuliano, 2011; Alesina e La Ferrara, 2005). Fong (2001) reporta um efeito não significativo desta variável.

Os indivíduos religiosos apoiariam menos políticas redistributivas na América Latina. Estudos prévios reportam um efeito negativo da religiosidade nas atitudes redistributivas (STEGMUELLER et al, 2011; SCHEVE e STAVASAGE, 2006), isto porque as crenças religiosas constituiriam uma espécie de seguro frente aos riscos, requerendo menos a intervenção do Estado (SCHEVE e STAVASAGE, 2006).

Os homens seriam menos favoráveis a redistribuir do que as mulheres, tendência que confirma estudos anteriores (CORNEO e GRÜNER, 2002; GAVIRIA, 2007; HAGGARD et al, 2013). As teorias que explicam as diferentes atitudes de cada um dos sexos baseiam-se no tratamento desigual e a precariedade que as mulheres enfrentam no mercado laboral (LINOS e WEST, 2003).

O estado conjugal parece não influenciar nas preferências por redistribuição, resultado já observado em Silva e Figueiredo (2013) e Gaviria (2007) na América Latina. Nos trabalhos de Alesina e Giuliano (2010), Alesina e La Ferrara (2005) e Linos e West (2003) observa-se um efeito negativo do casamento nas atitudes redistributivas, efeito que, segundo os últimos autores, é esperado, dado que o casamento pode ser considerado uma espécie de seguro, que conseqüentemente deixaria as pessoas menos expostas ao risco (LINOS e WEST, 2003).

Estar desempregado parece não ter um efeito significativo na demanda por redistribuição. Na literatura se reporta que as pessoas desempregadas estariam mais dispostas a redistribuir do que as empregadas (LINOS e WEST; ALESINA e LA FERRARA, 2005).

Entre as explicações considera-se que pessoas que não trabalham poderiam ser mais empáticas com as pessoas de baixa renda, além de experimentar uma situação de vulnerabilidade e insegurança financeira (ALESINA e LA FERRARA, 2005).

A educação superior não afetaria a demanda por redistribuição na América Latina. O papel da educação é ambivalente na literatura, que reporta tanto um efeito positivo (HAGGARD et al., 2013; SILVA e FIGUEIREDO, 2013) como um efeito negativo (ALESINA e GIULIANO, 2011). Por outro prisma, a variável pode ser considerada como uma proxy de risco – pessoas com alto nível de educação estão mais capacitadas e menos vulneráveis no mercado de trabalho (FINSERAAS, 2009).

6.2 Análise de robustez

As Tabelas 8 e 9 mostram duas análises de robustez que foram realizadas. A primeira inclui a variável dependente gasto social, excluindo o México, pois os dados desse país não seriam comparáveis com os outros países da região latino-americana (CEPAL, 2013). A segunda análise de robustez considera a situação econômica familiar, conforme detalhando na seção 4.1. A variável de interesse Gini_pos se mantém significativa e positiva, quer dizer se observam os mesmos resultados da análise anterior. Já a variável gasto social (GS) não foi significativa em nenhum dos modelos.

Tabela 8 – Modelos de apoio à redistribuição – dados empilhados incluindo o gasto social

Variável	M1-GS	M2-GS	M3-GS	M4-GS	M5-GS	M6-GS
Idade	0.0080*** (0.0008)	0.0080*** (0.0008)	0.0080*** (0.0008)	0.0080*** (0.0008)	0.0080*** (0.0008)	0.0080*** (0.0008)
Idade ²	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)
Religioso	-0.0655*** (0.0084)	-0.0658*** (0.0084)	-0.0658*** (0.0084)	-0.0658*** (0.0084)	-0.0656*** (0.0084)	-0.0657*** (0.0084)
Homem	-0.0153*** (0.0050)	-0.0153*** (0.0050)	-0.0153*** (0.0050)	-0.0153*** (0.0050)	-0.0153*** (0.0050)	-0.0153*** (0.0050)
Casado	-0.0033 (0.0051)	-0.0033 (0.0051)	-0.0033 (0.0051)	-0.0033 (0.0051)	-0.0033 (0.0051)	-0.0033 (0.0051)
Trabalha	-0.0041 (0.0053)	-0.0041 (0.0053)	-0.0041 (0.0053)	-0.0041 (0.0053)	-0.0041 (0.0053)	-0.0040 (0.0053)
Ensino superior	0.0094 (0.0088)	0.0092 (0.0088)	0.0092 (0.0088)	0.0092 (0.0088)	0.0093 (0.0088)	0.0093 (0.0088)
Pobre	0.0271*** (0.0065)	0.0270*** (0.0065)	0.0271*** (0.0065)	0.0271*** (0.0065)	0.0270*** (0.0065)	0.0272*** (0.0065)
Média	0.0066 (0.0077)	0.0065 (0.0077)	0.0066 (0.0077)	0.0066 (0.0077)	0.0065 (0.0077)	0.0066 (0.0077)
Gini_pos		0.0271*** (0.0062)	0.0307*** (0.0065)	0.0307*** (0.0065)	0.0286*** (0.0063)	0.0315*** (0.0063)
PIB			0.1024* (0.0563)	0.1024* (0.0563)		0.0946* (0.0561)
GS					0.0048 (0.0040)	0.0046 (0.0038)
PIBC						-0.0130*** (0.0039)
N	94025	94025	94025	94025	94025	94025

Erros padrão em parêntesis * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

Tabela 9 – Modelos de apoio à redistribuição – dados empilhados incluindo outra medida de avaliação da situação econômica pessoal

Variável	M1-EC	M2-EC	M3-EC	M4-EC	M5-EC	M6-EC
Idade	0.0045*** (0.0008)	0.0045*** (0.0008)	0.0045*** (0.0008)	0.0045*** (0.0008)	0.0045*** (0.0008)	0.0045*** (0.0008)
Idade ²	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)
Religioso	-0.0569*** (0.0079)	-0.0571*** (0.0079)	-0.0571*** (0.0079)	-0.0571*** (0.0079)	-0.0573*** (0.0079)	-0.0572*** (0.0079)
Homem	-0.0157*** (0.0047)	-0.0158*** (0.0047)	-0.0158*** (0.0047)	-0.0158*** (0.0047)	-0.0158*** (0.0047)	-0.0158*** (0.0047)
Casado	-0.0033 (0.0048)	-0.0033 (0.0048)	-0.0033 (0.0048)	-0.0033 (0.0048)	-0.0033 (0.0048)	-0.0033 (0.0048)
Trabalha	0.0014 (0.0050)	0.0014 (0.0050)	0.0014 (0.0050)	0.0014 (0.0050)	0.0015 (0.0050)	0.0014 (0.0050)
Ensino superior	0.0523*** (0.0081)	0.0522*** (0.0081)	0.0522*** (0.0081)	0.0522*** (0.0081)	0.0522*** (0.0081)	0.0523*** (0.0081)
Ec_ruim	0.3814*** (0.0068)	0.3813*** (0.0068)	0.3813*** (0.0068)	0.3813*** (0.0068)	0.3813*** (0.0068)	0.3813*** (0.0068)
Ec_regular	0.1987*** (0.0058)	0.1986*** (0.0058)	0.1986*** (0.0058)	0.1986*** (0.0058)	0.1986*** (0.0058)	0.1986*** (0.0058)
Gini_pos		0.0242*** (0.0060)	0.0266*** (0.0064)	0.0266*** (0.0064)	0.0254*** (0.0062)	
PIB			0.0482 (0.0431)	0.0482 (0.0431)	0.0335 (0.0422)	0.0126 (0.0426)
PIBC					-0.0122*** (0.0037)	-0.0122*** (0.0037)
Gini_pre						0.0220*** (0.0060)
N	103706	103706	103706	103706	103706	103706

Erros padrão em parêntesis * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

6.3. Pseudopainel

Os resultados da Tabela 10 confirmam o efeito significativo das variáveis macroeconômicas analisadas na demanda por redistribuição no tempo, com exceção do coeficiente de Gini-pos.

O efeito significativo do coeficiente de Gini_pre evidencia que, ante um incremento na desigualdade, os cidadãos exigiriam mais dos governos, no tempo. Depois de mostrar um aumento na desigualdade na década de 1990, no período entre 2000 e 2009 houve um declínio no coeficiente de Gini regional de 0.529 a 0.509, redução também observada em 12 de 17 países latino-americanos, apontando como os fatores principais a diminuição da diferença salarial entre os trabalhadores qualificados e os menos qualificados e o aumento do gasto social refletido em programas de transferência de renda condicionais focados nas pessoas de baixa renda (LÓPEZ-CALVA e LUSTIG, 2010).²⁴ Ante os altos níveis de desigualdade nos anos 1990, os latino-americanos poderiam ter se mostrado mais favoráveis a redistribuir – exigindo isto, de alguma maneira, dos governos– originando esta movimentação positiva em prol de mais igualdade. Gaviria (2007, p.30) já observara um alto apoio à redistribuição na América Latina, bem como um aumento no gasto social, e referiu-se a estes fatos como a “materialização política” dos pedidos da população. Analisando-se a proxy de situação econômica, observa-se que as pessoas de classe média não exerceriam forte demanda por redistribuição, no tempo, assim como se confirma o resultado sugerido na seção anterior de que os pobres seriam os mais favoráveis a redistribuir.

Seguem-se algumas interpretações a partir destes resultados. Primeiro, ainda que se observe, sem dúvidas, um efeito positivo da desigualdade na demanda por redistribuição, não se pode afirmar a verificação do modelo MR na América Latina, pois, para isto, deveria se observar que os indivíduos com a renda mediana –assumindo que são as pessoas de classe média– sejam favoráveis a medidas redistributivas. Segundo, o fato de os pobres serem mais favoráveis a redistribuir no tempo e não ter nenhum sinal sobre o comportamento da classe média pode revelar, no caso dos pobres, uma preocupação com suas verdadeiras possibilidades de ascender social e economicamente, assim como um sinal de que a tolerância

²⁴Nas últimas duas décadas o gasto público social como porcentagem do gasto total passou de 45 a 60% (CEPAL, 2011).

está chegando a seu limite, pois são esses pobres os mesmos que observaram o surgimento e o crescimento da tão famosa “nova classe média” latino-americana. Não obstante, as diferenças no comportamento dos pobres dos diferentes países exigem análises mais detalhadas para observar a situação dos pobres que finalmente decidiram demandar por redistribuição. Finalmente, uma classe média silenciosa pode significar um sinal de alarme para a região, considerando o papel desta classe como promotora do desenvolvimento econômico, estabilidade política e fonte de pressão e apoio a reformas políticas e institucionais. Algumas possíveis explicações para isto. Mesmo que não analisada, a fragmentação étnica tem um papel relevante no posicionamento da classe média, Easterly (2001) argumenta que a classe média tem um papel decisivo nos aspectos mencionados acima só quando existem níveis baixos de fragmentação étnica. Por outro lado, o efeito não significativo desta variável pode refletir pouca afinidade da classe média com a causa dos mais pobres. Lupu e Pontusson (2010) sugerem que o comportamento da classe média depende da distância que existe entre essa classe e os pobres. Este resultado não seria consistente com a afirmação de Birdsall (2012) que manifesta que a classe média latino-americana está mais próxima dos pobres do que os grupos mais ricos. Outro tema que está em discussão é a heterogeneidade da classe média. Este resultado poderia revelar um conflito intra-classe justamente devido a sua heterogeneidade.

Tabela 10 – Modelos de preferências por redistribuição – pseudopainel

	M1	M2	M3	M4	M5
Idade	0.0177* (0.0094)	0.0136 (0.0095)	0.0180* (0.0096)	0.0139 (0.0099)	0.0137 (0.0097)
Idade ²	-0.0003*** (0.0001)	-0.0002*** (0.0001)	-0.0003*** (0.0001)	-0.0003*** (0.0001)	-0.0002*** (0.0001)
Religioso	0.0162 (0.1300)	-0.1477 (0.1313)	0.0225 (0.1270)	-0.1621 (0.1268)	-0.1541 (0.1258)
Casado	-0.0527 (0.0741)	-0.0300 (0.0719)	-0.0607 (0.0734)	-0.0438 (0.0707)	-0.0402 (0.0710)
Trabalhador	-0.1613** (0.0676)	-0.1381** (0.0650)	-0.1614** (0.0672)	-0.1431** (0.0650)	-0.1358** (0.0646)
Ensino superior	0.1038 (0.1007)	0.0174 (0.1000)	0.0867 (0.1007)	-0.0185 (0.1023)	-0.0175 (0.1024)
Pobre	0.2277*** (0.0854)	0.2102** (0.0811)	0.2489*** (0.0878)	0.2435*** (0.0833)	0.2411*** (0.0826)
Média	-0.0876 (0.0885)	-0.0382 (0.0848)	-0.0629 (0.0899)	-0.0029 (0.0863)	0.0049 (0.0869)
Gini_pos	0.0082** (0.0036)	0.0067* (0.0037)	0.0094** (0.0037)		0.0084** (0.0038)
PIBC		-0.0123*** (0.0014)		-0.0135*** (0.0013)	-0.0135*** (0.0013)
PIB			0.1774*** (0.0681)	0.2540*** (0.0719)	0.2736*** (0.0719)
Gini_pre				0.0040 (0.0039)	
Constante	2.4416*** (0.3485)	2.8025*** (0.3503)	0.9418 (0.6999)	0.9081 (0.7070)	0.5261 (0.7213)
R ²	0.330	0.364	0.334	0.371	0.374
N	1163	1163	1163	1163	1163
AIC	1282,68	-1342,87	-1288,61	-1354,38	-1360,21
BIC	-1211,86	-1266,99	-1212,73	-1273,44	-1279,27

Erros padrão em parêntesis * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01. Os modelos incluem efeitos fixos por ano.

Quanto às outras variáveis individuais, observa-se que o efeito e a significância se mantêm na variável idade. A variável trabalhador é significativa com sinal esperado segundo os resultados da literatura. As demais variáveis são não significativas.

Antes de se passar às considerações finais, cabe reconhecer algumas limitações deste trabalho.

Primeiro, a despeito de os pseudopainéis constituírem uma boa alternativa, não apresentam as

vantagens de um painel genuíno. Até o momento parece não existir uma saída para esta limitação, pois não existem dados em painel para a região. Segundo, o número de rodadas utilizadas é pequeno, apesar de que se maximizou o número de anos incluídos. Terceiro, algumas variáveis agregadas omitidas poderiam aportar mais informações sobre a situação na região. Infelizmente, embora algumas estejam disponíveis, com frequência não são comparáveis entre os diferentes países. Finalmente, novos estudos considerando modelos dinâmicos também podem ser realizados a fim de analisar o efeito da situação atual e passada.

CONCLUSÕES

O objetivo deste trabalho é analisar o efeito da desigualdade nas preferências por redistribuição em 18 países da América Latina. A literatura indica a influência simultânea de variáveis microeconômicas e macroeconômicas na formação de tais preferências. Entre as variáveis macroeconômicas mais estudadas está a desigualdade, tendo como base teórica o modelo MR. Estudos com dados em corte transversal são maioria, com a limitação característica de que não permitem controlar problemas de variáveis omitidas e de heterogeneidade individual.

Este trabalho emprega duas metodologias alternativas: primeiro um modelo multinível com dados empilhados e depois um pseudopainel com um modelo de efeitos fixos.

Como principal resultado dos exercícios econométricos reportados aqui, destaque-se a observação de uma relação positiva entre desigualdade e probabilidade de apoio a políticas redistributivas, inclusive após inclusão de uma série de controles individuais e de variáveis agregadas de crescimento e riqueza.

Adicionalmente, ressalte-se que os pobres estariam exercendo pressão por sociedades mais igualitárias, contudo em países com alta desigualdade, suas demandas podem não ganhar

voz. A emergente classe média latino-americana, por sua vez, não teria um ímpeto tão grande de demanda por redistribuição. Por fim, confirmam-se resultados tradicionais da literatura, segundo as atuais variáveis individuais como idade, gênero e nível de religiosidade também afetam atitudes redistributivas.

BIBLIOGRAFÍA

ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. **Reversal Of Fortune: Geography And Institutions In The Making Of The Modern World Income Distribution**. Quarterly Journal of Economics, v. 107, p. 1231-1294, 2002.

ALESINA, A.; ANGELETOS, G. **Fairness and Redistribution**. The American Economic Review, v. 95, n. 4, p. 960-980, set. 2005.

ALESINA, A.; GLAESER, E. **Fighting Poverty in the US and Europe: A World of Difference**, Oxford University Press, Oxford, 2004.

ALESINA, A.; LA FERRARA, E. **Preferences for redistribution in the land of opportunities**. Journal of Public Economics, v. 89, p. 897–931, 2005.

ANDREß, H.-J.; GOLSCH, K.; SCHMIDT, A.W. **Applied panel data analysis for economic and social surveys**. Springer, Berlin, 2013.

BALTAGI, B. **Econometric Analysis of Panel Data**. Chichester: Wiley, 2005.

BÉRTOLA, L.; CASTELNOVO, C.; RODRÍGUEZ, J.; WILLEBALD, H. **Income Distribution in the Latin American Southern Cone during the first globalization boom and beyond**. IX Congreso Internacional de la Asociación Española de Historia Económica, Murcia, 9-12 setembro 2008.

BIRDSALL, N. A Note on the Middle Class in Latin America. Working Paper 303, 2012.

BIRDSALL, N; LUSTIG, N.; MCLEOD; D. **Declining Inequality in Latin America: Some Economics, Some Politics**. Center for Global Development, maio, 2011. (Working Paper n. 251).

CEPAL, 2013. **Panorama Social de América Latina 2013.**

CORNEO, G.; GRÜNER, H. **Individual preferences for political redistribution.** *Journal of Public Economics*, v. 83, p. 83–107, 2002.

CRAMER, B; KAUFMAN, R. **Views of economic inequality in Latin America.** *Comparative Political Studies*, v. 44, n. 9, p. 1206–1237, 2011.

CORNIA, G. **Inequality Trends and their Determinants: Latin America over 1990 - 2010.** In Cornia, A. (Ed.), *Falling Inequality in Latin America: Policy Changes and Lessons*, Oxford University Press, 2013.

DEATON, A. **Panel Data from Times Series of Cross-Sections.** *Journal of Econometrics*, v. 30, p.109-126, 1985.

DEININGER, K.; SQUIRE, L. **Measuring Income Inequality: A New Data Set.** *World Bank Economic Review*, v. 10, n. 3, p. 565–91, 1996.

DEVEREUX, P. **Small-Sample Bias in Synthetic Cohort Models of Labor Supply.** *Journal of Applied Econometrics*, v. 22, n. 4, p. 839-848, 2007.

DION, M., BIRCHFIELD, V. **Economic Development, Income Inequality, and Preferences for Redistribution.** *International Studies Quarterly*, v. 54, p. 315–334, 2010.

DOBADO, R; GARCIA, H. **Colonial origins of inequality in Hispanic America? Some reflections based on new empirical evidence.** *Revista de Historia Económica/ Journal of Iberian and Latin American Economic History*, v. 28, n. 2; p. 253-277, 2010.

EASTERLY, W. **The middle class consensus and economic development.** *Journal of Economic Growth*, v. 6, n. 4, p. 317 – 335, 2001.

ENGERMAN, S; SOKOLOFF, K. **Factor Endowments, Institutions, and Differential Paths of Growth Among New World Economics.** In: *How Latin America Fell Behind? Essays on Economic Histories of Brazil and Mexico, 1800 – 1914.* Stephen Haber (Ed.). Stanford University Press, Stanford, 1997.

FERRANTI, D. (coord). *Inequality in Latin America and the Caribbean: Breaking with History?*, The International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank, 2004.

FERREIRA, F.; MESSINA, J.; RIGOLINI, J.; LÓPEZ-CALVA, L; LUGO; A.; VAKIS, R. **Economic Mobility and the Rise of the Latin American Middle Class**. World Bank Latin American and Caribbean Studies No. 11858. Washington, D.C.: World Bank, 2013.

FILMER, D., PRITCHETT, L. **Estimating wealth effects without expenditure data or tears: an application to education enrollments in states of India**. *Demography*, v. 38, n. 1, p. 115-132, 2001.

FINSERAAS, H. **Income Inequality and Demand for Redistribution: A Multilevel Analysis of European Public Opinion**. *Scandinavian Political Studies*, v. 32, n. 1, p. 94–119, 2009.

FONG, C. **Social Preferences, Self-Interest and the Demand for Redistribution**. *Journal of Public Economics*, v. 82, p. 225 – 246, 2001.

GASPARINI, L. **Income inequality in Latin America and the Caribbean: evidence from household surveys**. *Económica*, v. LI, n. 1-2, 2005.

GASPARINI, L.; LUSTIG, N. **The Rise and Fall of Income Inequality in Latin America**. In: *The Oxford Handbook of Latin American Economics*, José Antonio Ocampo e Jaime Ros (Editores), 2011.

GASPARINI, L.; CRUCES, G.; TORNAROLLI, L. **Recent trends in income inequality in Latin America**. *Economía*, v. 11, n. 2, p. 147-190, 2011.

GAVIRIA, A. **Social Mobility and Preferences for Redistribution in Latin America**. *Economía*, v. 8, n. 1, p. 55-96, 2007.

HAGGARD, S.; KAUFMAN, J.; LONG, J. **Income, Occupation, and Preferences for Redistribution in the Developing World.** *Comparative Political Studies* v, 48, p.113–140, 2013.

HSIAO, C. **Analysis of Panel Data.** Cambridge University Press, New York, the United States, 1986.

JAEGER, M. **The effect of macroeconomic and social conditions on the demand for redistribution: A pseudo panel approach.** *Journal of European Social Policy*, v, 23, n. 2, p. 149–163, 2013.

KARABARBOUNIS, L. **One Dollar, One Vote,** *The Economic Journal*, v. 121, p. 621-649, 2011.

KENWORTHY, L.; MCCALL, L. **Inequality, Public Opinion, and Redistribution.** *Socio-Economic Review*, v. 6, n. 1, p. 35–68, 2008.

KERR, W. **Income Inequality and Social Preferences for Redistribution and Compensation Differentials.** *Journal of Monetary Economics*, v. 66, p. 62–78, 2014.

LATINOBAROMETRO. 1997, 2001, 2002, 2007, 2009, 2010.

LINOS, K.; WEST, M. **Self-interest, social beliefs, and attitudes to redistribution: Re-addressing the issue of cross-national variation.** *European Sociological Review*, v. 19, n. 4, p. 393–409, 2003.

LONDOÑO, J; SZÉKELY, M. **Persistent Poverty and Excess Inequality: Latin America, 1970–1995.** *Journal of Applied Economics*, v. 3, n. 1, p.93–134, 2000.

LOPEZ-CALVA, L. F., LUSTIG, N.,. **Declining Inequality in Latin America: a Decade of Progress?**, Brookings Institution Press and UNDP, 2010.

LUPU, N.; PONTUSSON, J. **The Structure of Inequality and the Politics of Redistribution.** *American Political Science Review*, v. 105, n. 2, 2011.

LUTTMER, E. **Group Loyalty and the Taste for Redistribution.** Journal of Political Economy, v. 109, n. 3, 2001.

MELTZER, A.; RICHARD, S. **A rational theory of the size of government.** Journal of Political Economy, v. 89, 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.

_____ **Four critiques of the redistribution hypothesis: An assessment.**

European Journal of Political Economy, v. 26, p. 147-154, 2010.

MOENE, K.; WALLERSTEIN, M. **Earnings inequality and welfare spending: a disaggregated analysis.** World Politics, v. 55, p. 485–516, 2003.

MONTGOMERY, M.R., GRAGNOLATI, M., BURKE, K.A., PAREDES, E. **Measuring Living Standards With Proxy Variables.** Demography, v. 27, p. 155–74, 2000.

MORLEY, S. The income distribution problem in Latin America and The Caribbean. CEPAL, 2001.

OLIVERA, J. **Preferences for redistribution in Europe.** GINI Discussion Papers, AIAS, Amsterdam Institute for Advanced Labour Studies, 2013. (Working paper n. 67).

PERSSON, T.; TABELLINI, G. **Constitutional Rules and Economic Policy Outcomes.** American Economic Review, v. 94, p. 25-46, 2004.

PITTAU, M.; MASSARI, R.; ZELLI, R. **Hierarchical modelling of disparities in preferences for redistribution.** Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2012.

PRADOS DE LA ESCOSURA, L. **Growth, Inequality, and Poverty in Latin America: Historical Evidence, Controlled Conjectures.** Working Paper 05-41 (04). Madrid: Department of Economic History and Institutions, Universidad Carlos III de Madrid, 2005.

- PRITCHETT, L. **Where has all the Education Gone?**. World Bank Economic Review, v. 15, p. 367–391, 2001.
- SCHEVE, K; STASAVAGE, D. **Religion and preferences for social insurance**. Quarterly Journal of Political Science, v. 1, p. 255–286, 2006.
- SILVA, C.; FIGUEIREDO, E. **Movilidad social y demanda de redistribución del ingreso en América Latina**. Revista de la CEPAL, v. 110, p. 69-84, 2013.
- SOKOLOFF, K; ENGERMAN, S. **History Lessons Institutions, Factor Endowments, and Paths of Development in the New World**. Journal of Economic Perspectives, v. 14, n. 3, p. 217–232, 2000.
- SOLT, F. **Standardizing the World Income Inequality Database**. Social Science Quarterly, v. 90, n. 2, p. 231-242, 2009.
- SWIID Version 3.1, Dezembro, 2011.
- STEGMUELLER, D.; SCHEEPERS, R.; DE JONG, E. **Support for Redistribution in Western Europe. Assessing the role of religion**. European Sociological Review, v. 16, p. 1 – 16, 2011.
- TOTH, I. G., KELLER, T., **Income distributions, inequality perceptions and redistributive claims in European societies**, Gini Discussion Paper Number 7, 2011.
- VERBEEK, M. **Pseudo Panels and Repeated Cross-Sections**. In: L. Matyas & P. Sevestre (Eds.), The Econometrics of Panel Data: Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice, p. 369-383. Berlin: Springer, 2008.
- VERBEEK, M., NIJMAN, T. **Can cohort data be treated as genuine panel data?**. Empirical Economics, v. 17, n. 9, p. 9-23, 1992.

WILLIAMSON, J. **Five centuries of Latin American income inequality**. *Revista de Historia Económica/ Journal of Iberian and Latin American Economic History*, v. 28, n.2, p. 227 -252.

WORLD BANK. **The world development indicators**. 2014.

WOOLDRIDGE, J. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. The MIT Press, the United States, 2002.

YAMAMURA, E. **Social capital, household income, and preferences for income redistribution**. *European Journal of Political Economy*, v. 28, p. 498-511, 2012

APÊNDICE A Código das variáveis do Latinobarômetro

Variável	Ano					
	1997	2001	2002	2007	2009	2010
Redistribuição	nsp20	p11st	p16st	p17st	p14st	P12ST
Idade	s2	s2	s2	s11	s6	S8
Estado conjugal	s5	s4	s4	s13	s3	S5
Sexo	s1	s1	s1	s10	s5	S7
Educação	s12a	reeduc1	reeduc1	reeduc1	reeduc1	REEDUC1
Emprego	s7a	s8a	s8a	s17a	s14a	S16A
Quintil	s9a-s9m	s10a-s10k	s10a-s10k	s19a-s19nn	s19a-s19p	S21A-S21P
Situação econômica						
subjativa	sp4	p4st	p2std	p6stma	p6st	P6ST
Religião	sp85	p86st	p65st	s4	s7	S9
País	idenpa	idenpa	Idenpa	idenpa	idenpa	idenpa